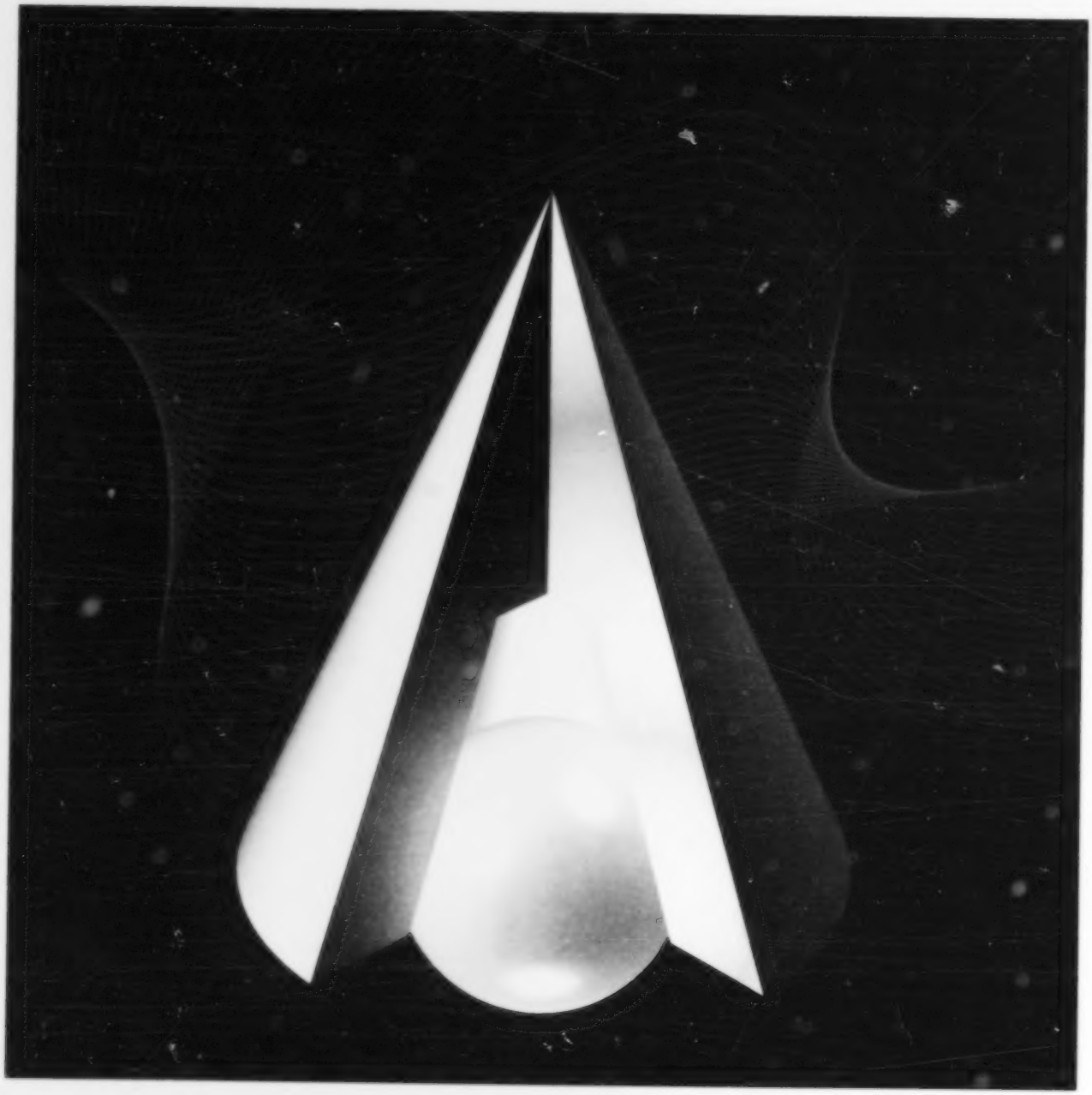
Documents de recherche

Études analytiques

Qualité de l'éducation des immigrants dans leur pays d'origine et résultats sur le marché du travail canadien

par Arthur Sweetman

N° 234



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises commerciales, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. On invite les lecteurs à faire part aux auteurs de leurs commentaires, critiques et suggestions. Une liste des titres figure à la fin de ce document.

Les documents de la série sont distribués aux bureaux régionaux de Statistique Canada, aux représentants statistiques des provinces, aux instituts de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Ils peuvent être téléchargés à partir d'Internet à l'adresse *www.statcan.ca*.

Comité de révision des publications
Direction des études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24^{e} étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
(613) 951-1804

Qualité de l'éducation des immigrants dans leur pays d'origine et résultats sur le marché du travail canadien

par
Arthur Sweetman*

N° 234
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-78279-8

Analyse des entreprises et du marché du travail
24-E, immeuble R.H. Coats, Ottawa K1A 0T6
Recherche en politiques du marché du travail,
Direction générale de la politique et de la planification stratégiques
Ressources humaines et Développement des compétences Canada
*Université Queen's, School of Policy Studies
Télécopieur : (613) 951-5403
Courrier électronique : sweetman@post.queensu.ca

Décembre 2004

Ces travaux de recherche ont été soutenus par le service de Recherche en politiques du marché du travail de Ressources humaines et Développement des compétences Canada. Statistique Canada a généreusement donnée accès aux données de recensement employés dans cette étude. Par ailleurs, Stephan McBride a apporté à l'auteur une excellente aide en recherche. Nous désirons également remercier Julian Betts, David Card, Barry Chiswick, Tom Crossley, Louis Grignon, Garnett Picot et Eden Thompson de leurs observations et de leurs encouragements.

Le présent document représente les opinions de l'auteur et ne reflète pas forcément celles de Statistique Canada.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2004

Tous droits réservés. Aucune partie de cette publication ne peut être reproduite, conservée dans un système de consultation ou transmise sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit (électronique, mécanique, photocopie, enregistrement ou autre) sans autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence de la Division du marketing de Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada K1A 0T6.

Also available in English

105-01596/

Table des matières

Sommaire 4

I. Introduction 7

II. Données 8

III. Analyse empirique 18

III.1 Méthodologie 18

III.2 Résultats 20

IV. Examen et conclusion 32

Bibliographie 44

Résumé

On observe que les immigrants ayant reçu une instruction de moindre qualité dans leur pays d'origine, tel que mesurée par les résultats aux examens internationaux, reçoivent une moindre rétribution moyenne par rapport à leur scolarisation sur le marché du travail canadien que ceux qui viennent de pays où l'éducation est d'une meilleure qualité. Par comparaison avec la situation des immigrants qui ont fait leurs études à l'étranger, les résultats de la scolarisation dans les pays d'origine n'ont aucune incidence sur les gens qui immigrent dans leur jeune âge. Cette situation accrédite la thèse selon laquelle les différences sur le plan du rendement de la scolarisation sur le marché du travail canadien sont attribuables dans une large mesure à la qualité de l'éducation. On constate en outre que cette mesure de la qualité a une incidence sur les gains pour des groupes de scolarité très bien circonscrits (comme celui des bacheliers), preuve que la qualité importe tant entre que dans les groupes de titres scolaires.

Mots clés : Immigration, qualité de l'éducation ou de la scolarisation, gains d'emploi

Sommaire

Une question qui se pose au sujet de l'intégration des immigrants au marché du travail canadien est celle de la qualité ou de la qualité relative de l'éducation qu'ils ont reçue avant leur arrivée au pays. Nombreuses études consacrées à l'intégration professionnelle des immigrants et à la mise en place d'un régime d'évaluation numérique des migrants économiques, supposent (implicitement ou explicitement) qu'une année d'études a toujours, sur le marché du travail canadien, la même « qualité », quel que soit l'endroit où elle s'est faite. Cependant, il y a des données tirées des examens normalisés internationaux qui indiquent des écarts appréciables de rendement moyen entre les systèmes scolaires nationaux.

Il y a aussi des indications selon lesquelles ce genre de résultats d'examens ont à voir avec les résultats sur le marché du travail, en particulier au niveau des gains d'emploi individuels. Ces même résultats obtenus à un très jeune âge, sont liés des décennies après, au sort des gens sur le marché du travail. Dans la présente étude, nous examinerons les différences de rétribution de l'instruction des immigrants en fonction de la qualité *moyenne* de la scolarisation dans le pays d'origine de chacun. Cette qualité est mesurée par les notes aux examens internationaux en mathématiques et en sciences. Cela a des conséquences sur la façon de percevoir les questions en matières d'établissement et d'intégration et, met en lumière directement les questions de reconnaissance des titres scolaires. Nous allons constater que, en moyenne, les immigrants de pays où l'éducation est de grande qualité reçoivent une meilleure rétribution économique de leur instruction que ceux de pays où le système scolaire donne des résultats inférieurs aux examens internationaux. Ce qui suggère que les années d'études et les titres scolaires ne sont pas tous égaux.

L'indice de qualité de la scolarisation que nous employons a été élaboré par Hanushek et Kimko (2000) dans des travaux indépendants. Il est fondé sur six ensembles d'examens en mathématiques et en sciences qui ont eu lieu entre 1965 à 1991 par deux organismes internationaux de docimologie de l'éducation. Ne mesurant ni les résultats d'examens ni les compétences liées au niveau individuel, il traduit en moyenne les résultats du système scolaire de chaque pays.

À l'aide de données sur le marché du travail et de renseignements démographiques des recensements du Canada de 1986, 1991 et 1996, l'exécution d'une première analyse d'ordre exploratoire avec des courbes et des corrélations simples fait voir une ample corrélation entre la qualité de la scolarisation dans les pays d'origine et les gains moyens sur le marché du travail canadien par pays d'origine. On notera les variations appréciables tant des gains moyens que de notre mesure de la qualité entre les 81 pays d'origine pour les hommes et 79 pays pour les femmes. Aspect intéressant, la mesure de qualité n'est pas en corrélation avec le nombre total d'années de scolarité. En gros, le passage du 15^{e} au 70^{e} rang de l'indice de qualité des pays est lié à un accroissement prévu des gains annuels d'environ 10 000 $ pour les hommes et 5 000 $ pour les femmes (en dollars de 1996). Il convient de mettre cet écart dans son contexte. Frenette et Morissette (2003) fournissent de simples statistiques descriptives pour les personnes de 30 à 54 ans. En 2000, l'écart entre les gains annuels moyens des nouveaux immigrants et ceux des personnes nées au Canada était d'environ 12 300 $ pour les hommes et d'environ 8 600 $ pour les femmes. En outre, ces auteurs montrent que l'écart s'est élargi depuis 1980, soit d'environ 6 400 $ pour les hommes et de 2 140 $ pour les femmes (en dollars constants de 2000 rajustés selon l'IPC), en dépit de la hausse du niveau de scolarité mesuré des immigrants. Même si

d'autres facteurs évoluent également et si l'écart observé par Frenette et Morissette est entre les immigrants et les personnes nées au Canada, tandis que celui observé dans le présent document est entre les immigrants provenant de pays où les résultats de la scolarisation sont de qualité différente, la comparaison révèle l'importance sur le plan empirique de la qualité de la scolarisation pour le marché du travail. Toutefois, comme des mesures des résultats de la scolarisation ne sont pas disponibles pour l'ensemble des pays d'origine des immigrants, nous ne tâchons pas de calculer la variation des résultats moyens de la scolarisation dans les pays d'origine au fil du temps.

Une analyse par régression à plusieurs variables qui tient compte des effets des variables démographiques décrites dans les recensements telles que l'âge à l'immigration et le lieu de résidence a été effectuée. Cette analyse indique que la qualité mesurée semble produire son effet principalement par la rétribution de l'instruction (par opposition à une association directe avec les gains). Les immigrants de pays ayant des résultats inférieurs en moyenne aux examens en éducation ont droit à une moindre rétribution moyenne de leurs années de scolarité. Si l'on compare les régressions avec et sans mesures de qualité, on constate qu'une partie appréciable de la rétribution économique de la scolarisation est associée à la qualité de l'éducation puisque la rétribution des années de scolarité est d'environ 25 % à 30 % inférieure dans les régressions qui comprennent aussi des mesures de qualité. De plus, l'effet de la qualité semble s'accentuer à mesure qu'augmente le nombre d'années de scolarité. Un certain processus de sélection semble entrer en jeu également (comme en témoigne un décalage négatif de la valeur à l'origine) dans les systèmes scolaires des pays d'origine. Les gens très peu scolarisés dont le pays d'origine a de très bons résultats éducatifs reçoivent un revenu du travail relativement faible. (Cette combinaison n'est cependant pas fréquente.)

Il semble que l'ampleur des différences entre les gains associées à la qualité de la scolarisation reste importante même après prise en compte d'autres facteurs. Dans un contexte de régression prenant en compte les années de scolarité et non l'obtention de titres scolaires, le passage du 25^{e} au 75^{e} rang centile de l'indice de qualité de la scolarisation est associé en moyenne, pour l'un et l'autre sexe, à une augmentation de 10 % des gains annuels des personnes ayant 16 années de scolarité. De même, l'écart entre les gains de l'immigrant qui a fait ses études dans un pays qui se classe à un rang équivalent à celui du Canada sur l'indice de qualité (environ aux deux tiers durant la période couverte par l'indice) et ceux de l'immigrant qui a fait ses études dans un système éducatif ayant un classement médian par rapport à l'ensemble des classements inférieurs à celui du Canada (au tiers) est d'environ 7 % pour l'un et l'autre sexe. Même s'il faut interpréter les chiffres avec prudence, on peut se faire une idée de l'ampleur de l'écart en comparant ces pourcentages et la variation de l'écart entre les gains des nouveaux immigrants et ceux des travailleurs comparables nés au Canada constatée par Frenette et Morissette (2003). Pour les hommes, l'écart est passé d'environ 15 % en 1980 à 28 % en 1990 et à 33 % en 2000. Pour les femmes, il est passé de 20 % à 27 % et à 33 %. Étant donné les mises en garde qui s'imposent dans le processus d'estimation, l'observation clé est que la qualité des résultats de la scolarisation est associée de façon non négligeable aux gains, comparativement aux autres changements observés sur le marché du travail.

D'autres régressions à plusieurs variables mettent la qualité en interaction avec une diversité de titres scolaires. Ainsi, chez les hommes et les femmes ayant seulement le baccalauréat, on relève en moyenne une différence de gains de 15 % entre immigrants de pays d'origine se classant respectivement au 25^{e} et 75^{e} rang centile, écart assez semblable à celui de 10 % estimé pour les immigrants ayant 16 années de scolarité selon le modèle qui ne tient compte que des années de

scolarité. On peut voir dans l'ensemble que la qualité de la scolarisation influe sur toutes les parties de la répartition des niveaux de scolarité. Cette constatation va à l'encontre de l'observation de l'absence de rétribution des *années* de scolarité des immigrants peu scolarisés. Ainsi, les femmes ne présentent aucune différence mesurable de gains si elles ont moins qu'une neuvième année d'études environ. On peut fort bien penser que les lois sur le salaire minimum et d'autres facteurs comme les programmes sociaux et les institutions du marché du travail, gardent le bas de la répartition des salaires suffisamment comprimé pour que l'instruction ne commande aucune rétribution aux niveaux inférieurs de scolarisation.

Par comparaison avec la situation des immigrants ayant fait leurs études à l'étranger, la qualité de la scolarisation dans le pays d'origine n'a aucune incidence sur les gens qui immigrent dans leur jeune âge et qui reçoivent leur éducation principalement au Canada. Cela accrédite la thèse que c'est la qualité de la scolarisation dans les pays d'origine qui joue un rôle dans les gains sur le marché du travail canadien, et non pas d'autres facteurs. On peut voir également, que cette qualité influe sur le revenu du travail dans des catégories d'instruction très bien circonscrites comme dans le groupe de ceux qui ont obtenu le baccalauréat et s'en sont tenus là. Le phénomène joue donc tant entre que dans les groupes d'instruction.

Le présent projet de recherche nous éclaire, en matière de politiques, sur la question toujours débattue de l'intégration économique des immigrants au marché du travail canadien. Il n'y a guère eu de recherches où on ait tenté de mesurer les différences de qualité de scolarisation dans les pays d'origine des immigrants; sans une telle mesure, il est difficile de vérifier dans quelle mesure les titres scolaires des intéressés se trouvent sous-évalués sur le marché du travail canadien. Bien sûr, notre étude ne livre pas toute l'information nécessaire à une telle évaluation. Ce qu'elle fait, c'est appliquer des critères explicites au moyen de renseignements obtenus indépendamment en vue de jauger l'effet sur le revenu du travail au Canada d'une mesure particulière de la qualité des résultats de la scolarisation. Par exemple, lorsque nous examinons l'ensemble de personnes qui sont titulaires d'un baccalauréat, groupe généralement considéré comme homogène, nous constatons que les hommes provenant de pays d'origine où la qualité de l'éducation est la plus élevée, en moyenne et en tenant compte de l'effet d'autres facteurs, ont un revenu d'un peu plus de 30 % supérieur à celui des hommes provenant de pays où les résultats d'examens sont les plus faibles. Pour les femmes, la différence est d'environ 25 %.

I. *Introduction*

La question qui se pose au sujet de l'intégration des immigrants au marché du travail canadien est celle de la qualité ou de la qualité relative de leurs résultats de scolarisation avant leur arrivée au Canada. Nombreuses sont les études consacrées à l'intégration professionnelle des immigrants et à l'application du régime d'évaluation numérique des migrants économiques, où on suppose (implicitement ou explicitement) que, sur le marché du travail canadien, une année d'études est toujours de la même « qualité » peu importe où elle s'est faite. Une des rares études à faire état de différences de qualité de l'éducation des immigrants dans leur pays d'origine est celle de Reitz (2001). L'enquête dit qu'il n'existe guère de données sur la question et ne livre pas d'indications directes. Des examens internationaux normalisés nous révèlent qu'il existe des écarts appréciables de rendement moyen entre les systèmes scolaires nationaux. À titre d'exemples récents de tels examens, on peut citer la Troisième enquête internationale sur les mathématiques et les sciences (TEIMS), l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA) et l'étude du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) de l'OCDE. Tous relèvent des différences marquées et persistantes de résultats moyens d'examens entre les pays. D'autres examens internationaux qui offrent plus d'intérêt dans l'optique de notre étude compte tenu de l'âge des immigrants sur le marché du travail, ont été tenus par l'Association internationale pour l'évaluation du rendement scolaire (AIE) et l'Étude internationale sur les progrès scolaires (EIPS). Le premier de ces exercices a eu lieu en 1965.

On est aussi porté à croire que ces types de résultats d'examens sont liés aux résultats sur le marché du travail et aux gains en particulier au niveau individuel. Ainsi, Green et Riddell (2002, 2003), qui examinent les résultats de l'EIAA pour le Canada au chapitre des gains, concluent à l'existence d'un effet appréciable. Les résultats simples et limités d'examen à l'EIAA rendent compte d'une partie appréciable de la rétribution de l'instruction. Ce qui présente peut-être encore plus d'intérêt pour notre étude, est que les travaux de Gregg et Machin (1998) et de Currie et Thomas (2001), réalisés à partir de données britanniques, démontrent une corrélation entre les résultats d'examens normalisés subis dès l'âge de 7 ans et les résultats sur le marché du travail aux âges de 23 et 33 ans (même après la prise en compte d'autres facteurs).

Au niveau national, la documentation en croissance endogène examinée par Barro (2001) semblent indiquer que le résultats moyens d'examens ont une importante incidence sur la productivité et la croissance économique nationale. Hanushek et Kimko (2000) font des constatations semblables. Ils procèdent aussi à une analyse à l'aide de données sur les immigrants aux États-Unis dans un effort de réflexion sur les rapports de causalité et en vue de déterminer si les résultats moyens d'examens des pays d'origine, ont des conséquences importantes sur la rétribution de l'instruction des immigrants qui travaillent dans ce pays. Leur recherche n'a toutefois qu'une valeur d'indication, puisqu'ils ne poussent pas plus loin l'examen de la question. Dans leur cas, il s'agit simplement d'un test de sensibilité en recherche qui vise principalement le phénomène de la croissance endogène.

Un domaine apparenté de recherche est celui de la relation entre des apports éducatifs comme le rapport maître/élèves et les résultats sur le marché du travail. En particulier, Card et Krueger (1992) et Heckman, Layne-Ferrar et Todd (1996a, 1996b) se reportent à des données des États-Unis sur la population de souche pour étudier l'incidence des apports éducatifs sur les résultats professionnels avec pour élément d'identification, les gens qui migrent entre les États de ce pays. Ils concluent à l'importance certaine des apports en éducation, mais observent aussi que la

relation est ténue. Dans le même ordre d'idées mais dans une perspective plus proche de celle de la présente recherche, on trouve une étude de Bratsberg et Terrell (2002) où on constate que les mesures des apports éducatifs dans les pays d'origine influent sur la rétribution de l'instruction qui est observée chez les immigrants aux États-Unis. Ce sont là surtout des contributions au débat en cours sur l'efficience de la transformation des ressources éducatives en résultats utiles sur le marché du travail. En revanche, notre étude vise la valeur d'un résultat particulier de l'éducation, et non pas les apports éducatifs, ce qui ne peut qu'influer sur l'interprétation.

Notre propos est d'examiner les différences de rétribution de l'instruction des immigrants au Canada en fonction de la qualité moyenne des résultats de la scolarisation dans le pays d'origine de chaque immigrant. Cela a des conséquences sur la façon dont on perçoit l'établissement et l'intégration, ainsi que la reconnaissance de titres scolaires. C'est également un dossier auquel on prête actuellement une grande attention comme en témoigne la Stratégie d'innovation du Canada de conception récente qu'expose le document du gouvernement fédéral « Le savoir, clé de notre avenir : le perfectionnement des compétences au Canada » de Développement des ressources humaines Canada (2002). Il indique que le Canada se soucie d'une intégration rapide des immigrants au marché du travail et qu'il entend tirer le meilleur parti possible du capital humain; d'où la nécessité de comprendre la nature de ce capital.

Dans l'ensemble, l'analyse fait voir que les différences de « qualité » moyenne des résultats de la scolarisation dans les pays d'origine influent nettement sur les gains des immigrants sur le marché du travail canadien. L'incidence observée passe par la rétribution de l'instruction. Les immigrants de pays aux résultats d'examens supérieurs ont droit à une bien meilleure rétribution de leur éducation, si bien que les différences s'accentuent à mesure qu'augmente le nombre d'années de scolarité. Précisons en outre, que la rétribution de l'instruction constatée chez les immigrants qui nous arrivent avant l'âge de 10 ans, n'est pas fonction de la qualité de la scolarisation dans leur pays d'origine. Cela accrédite la thèse que c'est la qualité du système scolaire où on a reçu son éducation qui importe, et non pas le pays d'origine en soi. On peut aussi voir que la qualité de la scolarisation influe sur les gains dans des groupes très bien circonscrits de titres scolaires (baccalauréat, par exemple), d'où l'idée que le phénomène se produit à l'intérieur et aussi entre les niveaux d'instruction.

Nous avons structuré le reste de notre exposé de manière qu'à la section II, nous examinons les données et offrons les premiers éléments d'une analyse descriptive. À la section III, nous présentons l'analyse de régression à plusieurs variables en exposant d'abord la méthodologie et ensuite les résultats; c'est-à-dire tant les données de base qu'un certain nombre de tests de robustesse et d'extensions qui aident à vérifier et à décrire le phénomène étudié. Nous énonçons, à la section IV, nos conclusions et des pistes pour les futurs travaux. Il y a enfin une annexe qui porte sur une démarche empirique parallèle. Les deux démarches aboutissent aux mêmes conclusions et leur combinaison confirme encore plus la robustesse des résultats.

II. Données

Aux fins de cette analyse, nous avons fusionné deux sources de données. La première est formée des recensements du Canada de 1986, 1991 et 1996 avec des données individuelles sur les caractéristiques démographiques des immigrants et leurs résultats professionnels après la migration. Comme nous avions aussi besoin de mesures de la qualité de l'éducation dans les pays d'origine, nous avons pris les résultats moyens par pays aux examens internationaux normalisés.

Il reste que, vu la nature et la fréquence de ces examens, il était impossible d'en utiliser les résultats sans corrections. Ainsi, nous employons pour chaque pays un résultat moyen unique dégagé par Hanushek et Kimko (2000). Les mesures de la qualité de scolarisation de ces auteurs, portent sur 87 pays. Vu que le nombre d'immigrants au Canada (minimum de 40 par pays) sur lequel portent les données du recensement, toutefois nous n'avons pu nous pencher que sur 81 pays d'origine pour les hommes et 79 pour les femmes. Les immigrants des autres pays ne sont pas pris en compte dans notre analyse.

En ce qui concerne les données de recensement, nous employons un échantillon regroupé d'immigrants selon les fichiers à 20 % des recensements du Canada de 1986, 1991 et 1996. Ceux-ci nous renseignent non seulement sur les caractéristiques démographiques de base et les résultats sur le marché du travail, mais aussi sur les divers pays d'origine; ce qui est primordial pour notre analyse. En combinant les données des trois recensements, on obtient un échantillon permettant d'analyser plus de pays qu'on ne l'aurait fait normalement. (Nous effectuons un test de sensibilité pour juger de la robustesse des résultats par rapport à cette agrégation.) Pour l'échantillon d'analyse, les critères de sélection sont que les immigrants doivent être nés après 1945 (le premier examen international a eu lieu en 1965), avoir au moins 25 ans et ne pas fréquenter l'école actuellement[1]. Ajoutons que les immigrants résidant dans les Territoires sont exclus, tout comme ceux pour qui il manque des variables d'intérêt. Notre échantillon réunit cependant le plus grand ensemble possible d'immigrants sur le marché du travail, ce qui veut dire que quiconque a des années de travail et des gains dans l'année est inclus.

Le tableau 1, pour les hommes, et le tableau 2, pour les femmes, présente des statistiques descriptives par pays d'origine. Les colonnes 1 et 2 de chaque tableau donnent la taille et le pourcentage d'échantillon pour chaque pays. Les immigrants de pays pour lesquels nous avons moins de 40 observations ont été exclus de l'échantillon. Pour les deux sexes, le Royaume-Uni présente la plus grande proportion d'immigrants (un peu moins de 17 %). Pour les hommes, il est suivi de l'Italie (9,1 %), de l'Inde (6,4 %) et des États-Unis (6.2 %). Pour les femmes, ce sont les États-Unis (8,0 %), l'Italie (7,4 %) et les Philippines (6,4 %) qui suivent le Royaume-Uni. Les deux colonnes suivantes indiquent le nombre moyen d'années de scolarité et son écart-type. Cette mesure est la sommation des années de fréquentation primaire, secondaire, universitaire et postsecondaire non universitaire. Son code supérieur est de 24[2]. Cette plage de scolarisation n'est pas tronquée en fonction de bas niveaux obtenus comme dans Card et Krueger (1992) et comme on le voit fréquemment dans nombre d'ensembles de données à grande diffusion au Canada. Il y a dans ce cas des effets sur les taux de rétribution de l'instruction qui seront estimés par la suite, car le profil logarithme des gains-éducation est quelque peu en forme de S comme le montrent en détail les figures 3 et 5. La montée des gains avec le nombre d'années de scolarité est très atténuée pour de très bas niveaux de scolarisation. Le profil de la tranche intermédiaire est presque loglinéaire. Le nombre moyen d'années de scolarité varie de plus de cinq entre les pays; cela équivaut à plus d'un grade du premier cycle universitaire ou à des études secondaires de 2^{e} cycle. Le phénomène est tout à fait appréciable. De plus, les écarts-types font voir une grande

1. Des expériences limitées semblent indiquer que, si on modifie ou lève la restriction « immigrant né après 1945 », les résultats ne s'en trouvent guère changés. L'implication est que l'échantillon est âgé de 25 à 51 ans.

2. Nous avons aussi mené une démarche parallèle tout au long de l'analyse. Nous avons dressé le tableau des années de scolarité à partir du niveau d'instruction le plus élevé qui ait été atteint en nous reportant à un ensemble différent de questions du recensement (ainsi, le diplôme d'études secondaires et le baccalauréat ont respectivement reçu une valeur de 12 et 16 ans). Il n'y a guère de différences pour les résultats empiriques.

hétérogénéité intranationale. Bien sûr, des facteurs comme l'âge moyen et la durée du séjour au Canada font aussi que les résultats moyens sur le marché du travail varient pour un même pays d'origine.

Tableau 1 - Statistiques descriptives des hommes par pays d'origine

Pays	Tailles d'échantillon		Nombre moyen d'années de scolarité		Gains moyens		Résultat d'examen	
							H-K*	Norme
	Moyenne	%	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type		
Algérie	643	0,2	16,19	3,95	31 724	29 566	28,06	0,18
Argentine	1 297	0,4	14,01	3,85	34 452	24 524	48,50	0,56
Australie	1 322	0,4	15,16	3,24	44 728	32 631	59,04	0,76
Autriche	2 003	0,6	14,60	3,11	48 246	91 965	56,61	0,71
Barbade	1 358	0,4	13,69	3,10	34 997	26 819	59,80	0,77
Belgique	2 063	0,6	14,23	3,35	42 886	32 538	57,08	0,72
Bolivie	119	0,0	15,11	4,03	29 076	21 849	27,47	0,17
Brésil	834	0,2	14,12	3,89	35 774	32 038	36,60	0,34
Cameroun	54	0,0	18,44	3,23	32 133	25 771	42,36	0,45
Chine	13 315	3,8	13,38	4,62	31 263	31 319	64,42	0,86
Colombie	736	0,2	13,91	3,56	30 762	31 349	37,87	0,36
Costa Rica	60	0,0	13,93	4,09	33 692	26 986	46,15	0,52
Chypre	614	0,2	13,25	3,80	36 457	37 073	46,24	0,52
Danemark	1 804	0,5	13,60	3,05	45 786	43 296	61,76	0,81
Rép. dominicaine	224	0,1	12,20	3,78	21 547	23 233	39,34	0,39
Salvador	2 467	0,7	11,86	4,20	19 808	15 221	26,21	0,15
Équateur	889	0,3	12,43	3,43	28 808	18 770	38,99	0,38
Égypte	3 144	0,9	16,84	3,16	46 310	43 535	26,43	0,15
Malouines	2 443	0,7	14,13	3,36	29 308	21 879	24,74	0,12
Fidji	2 137	0,6	12,51	3,00	29 137	17 691	58,10	0,74
Finlande	1 302	0,4	13,42	3,21	41 736	27 106	59,55	0,77
France	6 328	1,8	14,81	3,46	39 053	32 266	56,00	0,70
Allemagne	14 718	4,2	14,18	3,09	43 641	35 448	48,68	0,56
Ghana	336	0,1	13,92	3,88	27 846	17 243	25,58	0,14
Grèce	7 896	2,2	11,33	4,18	31 361	25 328	50,88	0,61
Guyane	7 670	2,2	13,62	3,23	33 062	23 703	51,49	0,62
Honduras	163	0,1	12,17	4,33	20 380	16 365	28,59	0,19
Hong Kong	17 861	5,1	15,27	3,44	36 559	32 009	71,85	0,99
Hongrie	3 069	0,9	14,43	3,17	42 104	43 138	61,23	0,80
Islande	48	0,0	14,25	3,21	40 779	23 949	51,20	0,61
Inde	22 814	6,4	13,89	4,19	34 437	33 058	20,80	0,05
Indonésie	641	0,2	15,62	2,97	41 250	29 953	42,99	0,46
Iran	3 236	0,9	15,77	3,31	29 508	37 746	18,26	0,00
Iraq	1 027	0,3	14,24	3,92	27 776	30 266	27,50	0,17
Irlande	2 424	0,7	14,75	3,23	51 888	55 895	50,20	0,59
Israël	1 695	0,5	14,78	3,34	44 817	63 188	54,46	0,67
Italie	32 106	9,1	11,84	3,92	40 553	60 530	49,41	0,58
Jamaïque	9 231	2,6	12,96	3,12	30 638	21 888	48,62	0,56
Japon	1 210	0,3	15,14	2,87	43 133	42 403	65,50	0,88
Jordanie	311	0,1	14,26	3,54	34 057	29 727	42,28	0,45
Kenya	1 764	0,5	15,68	2,93	41 926	35 650	29,73	0,21
Koweït	126	0,0	15,20	2,63	28 296	33 097	22,50	0,08
Luxembourg	47	0,0	13,53	2,72	36 885	20 253	44,49	0,49
Malaisie	1 663	0,5	15,44	3,19	39 841	32 420	54,29	0,67
Malte	1 214	0,3	12,43	3,31	42 155	38 013	57,14	0,72
Île Maurice	737	0,2	15,10	3,55	38 594	34 004	54,95	0,68
Mexique	2 119	0,6	10,49	4,84	28 935	34 697	37,24	0,35

Tableau 1 - Statistiques descriptives des hommes par pays d'origine (fin)

Pays	Tailles d'échantillon		Nombre moyen d'années de scolarité		Gains moyens		Résultat d'examen	
							H-K	Norme
	Moyenne	%	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type		
Mozambique	119	0,0	14,03	3,44	31 593	19 918	27,94	0,18
Nouvelle-Zélande	988	0,3	14,90	3,20	49 934	66 314	67,06	0,91
Pays-Bas	10 845	3,1	13,64	3,21	43 716	38 737	54,52	0,67
Nicaragua	438	0,1	14,18	3,91	21 249	14 199	27,30	0,17
Nigeria	534	0,2	17,23	3,09	33 174	29 075	38,90	0,38
Norvège	486	0,1	14,18	3,14	47 325	31 829	64,56	0,86
Panama	122	0,0	14,94	3,35	24 328	17 895	46,78	0,53
Paraguay	795	0,2	11,10	3,84	35 687	24 310	39,96	0,40
Pérou	1 013	0,3	15,23	3,69	28 621	24 225	41,18	0,43
Phillippines	12 839	3,6	14,79	3,02	29 126	19 152	33,54	0,28
Pologne	12 962	3,7	14,66	3,15	33 087	43 136	64,37	0,86
Portugal	19 129	5,4	9,29	4,11	33 073	20 244	44,22	0,48
Afrique du Sud	2 446	0,7	16,16	3,23	55 420	57 362	51,30	0,61
Corée du Sud	2 630	0,7	15,41	2,75	30 174	31 118	58,55	0,75
Singapour	583	0,2	15,58	3,06	46 132	46 419	72,13	1,00
Espagne	1 057	0,3	13,63	3,98	37 269	26 362	51,92	0,62
Sri Lanka	3 960	1,1	13,52	3,24	24 084	18 232	42,57	0,45
Suède	728	0,2	15,05	3,07	51 055	38 876	57,43	0,73
Suisse	1 710	0,5	14,66	3,07	39 750	39 360	61,37	0,80
Syrie	1 060	0,3	13,54	4,72	31 371	30 110	30,23	0,22
Taiwan	1 398	0,4	16,16	2,87	34 103	38 406	56,31	0,71
Thaïlande	118	0,0	13,92	3,94	28 502	21 873	46,26	0,52
Trinité-et-Tobago	5 776	1,6	14,10	3,06	34 247	26 504	46,43	0,52
Tunisie	427	0,1	15,10	3,92	32 404	30 922	40,50	0,41
Turquie	1 171	0,3	13,98	4,75	36 285	31 665	39,72	0,40
Royaume-Uni	59 390	16,8	14,56	2,94	47 059	35 511	62,52	0,82
Uruguay	609	0,2	13,18	3,44	31 914	23 750	52,27	0,63
États-Unis	21 922	6,2	15,20	3,46	41 663	48 768	46,77	0,53
URSS	2 341	0,7	15,45	3,33	36 030	34 879	54,65	0,68
Venezuela	409	0,1	15,14	3,42	39 969	45 645	39,08	0,39
Yougoslavie	6 009	1,7	13,11	3,16	38 358	26 587	53,97	0,66
Zaïre	233	0,1	16,52	3,51	34 666	30 290	33,53	0,28
Zambie	150	0,0	15,99	3,08	41 131	33 278	36,61	0,34
Zimbabwe	306	0,1	15,97	2,91	53 397	50 131	39,64	0,40

Note : Valeurs exprimées en dollars constants de 1996 ajustées à l'aide l'IPC canadien. Le résultat d'examen pour le Canada est 54,58 ou 0,67 normalisé.

Source : Données combinées des recensements du Canada de 1986, 1991 et 1996 avec des mesures de qualité tirées de *Hanushek et Kimko (2000).

Tableau 2 - Statistiques descriptives des femmes par pays d'origine

Pays	Taille d'échantillon		Nombre moyen d'années de scolarité		Gains moyen		Résultat d'examen H-K*	Norme
	Moyenne	%	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type		
Algérie	256	0,1	15,31	3,68	21 118	17 775	28,06	0,18
Argentine	1 013	0,3	14,06	3,67	22 397	16 630	48,50	0,56
Australie	1 397	0,5	14,45	2,85	26 032	19 475	59,04	0,76
Autriche	1 601	0,5	13,80	2,83	26 878	21 033	56,61	0,71
Barbade	1 553	0,5	13,50	2,69	25 296	14 447	59,80	0,77
Belgique	1 742	0,6	13,78	3,20	25 627	20 594	57,08	0,72
Bolivie	81	0,0	14,14	3,57	16 508	12 911	27,47	0,17
Brésil	768	0,3	13,77	3,81	20 488	15 261	36,60	0,34
Chine	11 947	3,8	12,16	4,34	20 263	17 008	64,42	0,86
Colombie	773	0,3	13,52	3,72	18 527	14 620	37,87	0,36
Costa Rica	92	0,0	13,16	3,95	14 056	10 266	46,15	0,52
Chypre	475	0,2	11,82	3,40	20 266	15 990	46,24	0,52
Danemark	1 430	0,5	13,26	2,61	24 469	18 479	61,76	0,81
Rép. dominicaine	164	0,1	11,96	4,26	14 697	13 254	39,34	0,39
Salvador	1 564	0,5	11,56	4,16	13 723	10 215	26,21	0,15
Équateur	771	0,3	12,31	3,26	18 094	12 611	38,99	0,38
Égypte	2 130	0,7	15,73	3,00	27 629	21 825	26,43	0,15
Malouines	1 813	0,6	13,61	3,22	18 131	15 408	24,74	0,12
Fidji	1 922	0,6	11,84	2,72	19 324	12 416	58,10	0,74
Finlande	1 215	0,4	13,59	2,87	24 665	19 209	59,55	0,77
France	5 051	1,6	14,76	3,17	25 718	19 377	56,00	0,70
Allemagne	12 549	4,0	13,67	2,81	24 619	23 129	48,68	0,56
Ghana	215	0,1	12,94	2,62	21 629	19 932	25,58	0,14
Grèce	6 170	2,0	10,16	3,91	19 858	17 016	50,88	0,61
Guyane	7 485	2,4	13,02	2,82	22 814	14 085	51,49	0,62
Honduras	139	0,0	12,43	3,84	14 618	13 281	28,59	0,19
Hong Kong	16 541	5,3	14,11	3,34	25 260	21 176	71,85	0,99
Hongrie	2 511	0,8	14,05	2,91	25 386	21 785	61,23	0,80
Islande	53	0,0	14,19	2,16	24 202	18 917	51,20	0,61
Inde	18 186	5,8	13,09	4,11	19 641	17 265	20,80	0,05
Indonésie	535	0,2	14,70	3,08	24 829	20 066	42,99	0,46
Iran	1 569	0,5	15,31	2,95	19 120	16 552	18,26	0,00
Iraq	438	0,1	13,52	3,73	19 434	19 805	27,50	0,17
Irlande	2 106	0,7	14,27	2,84	27 297	22 422	50,20	0,59
Israël	1 165	0,4	14,66	3,05	27 334	39 672	54,46	0,67
Italie	22 899	7,4	10,89	3,85	22 748	16 614	49,41	0,58
Jamaïque	10 969	3,5	13,01	2,93	22 761	15 178	48,62	0,56
Japon	1 208	0,4	14,83	2,51	21 027	18 237	65,50	0,88
Jordanie	160	0,1	13,61	3,24	21 437	23 094	42,28	0,45
Kenya	1 752	0,6	14,63	2,69	26 586	19 665	29,73	0,21
Koweït	84	0,0	15,17	2,84	22 781	21 475	22,50	0,08
Malaisie	1 713	0,6	14,08	3,29	24 831	18 560	54,29	0,67
Malte	921	0,3	11,77	2,98	23 182	17 503	57,14	0,72
Île Maurice	625	0,2	13,77	2,82	26 133	18 650	54,95	0,68
Mexique	1 688	0,5	11,24	4,58	14 275	14 403	37,24	0,35

Tableau 2 - Statistiques descriptives des femmes par pays d'origine (fin)

Pays	Taille d'échantillon		Nombre moyen d'années de scolarité		Gains moyen		Résultat d'examen	
							H-K	Norme
	Moyenne	%	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type		
Mozambique	73	0,0	13,42	3,14	25 549	23 854	27,94	0,18
Nouvelle-Zélande	851	0,3	14,46	2,79	25 946	19 428	67,06	0,91
Pays-Bas	7 741	2,5	13,11	2,76	22 425	18 326	54,52	0,67
Nicaragua	335	0,1	13,72	3,62	14 663	10 788	27,30	0,17
Nigeria	199	0,1	15,92	3,10	21 481	17 830	38,90	0,38
Norvège	338	0,1	13,83	2,48	25 613	21 909	64,56	0,86
Panama	81	0,0	15,25	3,06	19 910	15 936	46,78	0,53
Paraguay	554	0,2	10,95	3,34	18 111	16 094	39,96	0,40
Pérou	968	0,3	14,34	3,27	19 222	14 900	41,18	0,43
Philippines	19 898	6,4	14,73	2,99	22 353	15 173	33,54	0,28
Pologne	10 554	3,4	14,37	2,95	20 688	18 187	64,37	0,86
Portugal	14 842	4,8	9,24	4,13	19 751	12 375	44,22	0,48
Afrique du Sud	2 147	0,7	15,00	2,86	27 169	23 749	51,30	0,61
Corée du Sud	2 999	1,0	14,40	2,66	20 673	19 001	58,55	0,75
Singapour	677	0,2	14,56	3,11	27 575	22 459	72,13	1,00
Espagne	697	0,2	13,12	4,01	22 049	18 829	51,92	0,62
Sri_Lanka	2 122	0,7	13,47	2,95	18 079	15 266	42,57	0,45
Suède	743	0,2	14,54	2,85	29 081	23 064	57,43	0,73
Suisse	1 251	0,4	14,24	2,89	23 008	20 882	61,37	0,80
Syrie	583	0,2	13,22	4,29	19 871	19 886	30,23	0,22
Taïwan	1 484	0,5	15,47	2,94	24 463	21 454	56,31	0,71
Thaïlande	276	0,1	11,74	5,02	17 575	14 678	46,26	0,52
Trinité-et-Tobago	6 053	2,0	13,71	2,80	24 224	15 415	46,43	0,52
Tunisie	135	0,0	13,53	3,45	20 106	17 226	40,50	0,41
Turquie	699	0,2	13,25	4,46	22 577	20 134	39,72	0,40
Royaume-Uni	51 982	16,7	13,81	2,82	25 076	19 733	62,52	0,82
Uruguay	488	0,2	13,38	3,12	20 431	15 317	52,27	0,63
États-Unis	24 827	8,0	14,89	2,92	24 441	22 934	46,77	0,53
URSS	1 930	0,6	15,06	3,26	22 469	19 428	54,65	0,68
Venezuela	387	0,1	15,17	3,34	24 127	20 905	39,08	0,39
Yougoslavie	5 298	1,7	12,21	3,32	22 458	16 122	53,97	0,66
Zaïre	151	0,1	14,56	3,70	21 418	18 454	33,53	0,28
Zambie	136	0,0	14,63	2,73	21 028	14 853	36,61	0,34
Zimbabwe	264	0,1	15,22	2,64	23 255	18 246	39,64	0,40

Note : Valeurs exprimées en dollars constants de 1996 ajustées à l'aide l'IPC canadien. Le résultat d'examen pour le Canada est 54,58 ou 0,67 normalisé.

Source : Données combinées des recensements du Canada de 1986, 1991 et 1996 avec des mesures de qualité tirées de Hanushek et Kimko (2000).

Dans les colonnes qui suivent, on peut trouver les gains annuels et les écarts-types par pays d'origine[3]. Comme dans le cas de la scolarisation, les moyennes varient plutôt amplement selon les pays d'origine, les quelques valeurs du haut l'emportant de plus de deux fois et demie sur les quelques valeurs du bas. Le tableau 1 en annexe présente des statistiques descriptives pour les données de recensement et énumère les variables de contexte employées dans les régressions. À noter, à l'exception de l'âge et de l'expérience possible sur le marché du travail canadien, chaque variable est indicatrice (parfois appelée variable nominale), c'est-à-dire qu'elle prend la valeur un si l'énoncé est vrai et la valeur zéro autrement (ainsi, l'indicateur des études secondaires est fixé à un si le plus haut degré d'instruction du répondant est le diplôme d'études secondaires et à zéro autrement). Bien sûr, dans les régressions, un énoncé de chaque ensemble est omis et constitue le groupe de référence. On notera aussi que c'est la langue maternelle et non pas la compétence linguistique actuelle qui intervient dans l'analyse. La langue maternelle est plus clairement exogène et ne subit pas l'influence de la capacité d'apprendre de nouvelles langues avec sa corrélation possible avec les variables de la qualité de la scolarisation, objet même de notre recherche. Mentionnons en outre que l'âge d'immigration est utilisé dans les régressions plutôt que le nombre d'années depuis la migration. Si on prend l'âge à l'immigration, c'est qu'il est d'une interprétation plus naturelle dans le contexte de l'éducation. Nous avons néanmoins effectué des tests de sensibilité par le nombre d'années depuis la migration plutôt que par l'âge à l'immigration pour vérifier la robustesse des données. Les résultats ne s'en sont pas trouvés changés outre mesure. Si nous avions pris à la fois cet âge et ce nombre, il y aurait eu des problèmes d'identification, car ces variables livrent pour ainsi dire, la même information bien que nous considérions l'expérience possible sur le marché du travail canadien, plutôt que toute l'expérience professionnelle possible. (Voir l'examen détaillé de ces questions dans Schaafsma et Sweetman (2001).) À noter enfin, que les données du recensement offrent des mesures indépendantes des années de scolarité et de l'obtention de titres scolaires que nous exploiterons par la suite.

Pour ce qui est des données sur les résultats d'examens, nous présentons les résultats moyens d'examens de chaque pays aux deux dernières colonnes des tableaux 1 et 2. La première reproduit simplement les données d'Hanushek et Kimko (2000, tableau C1 en annexe). Elle est leur mesure préférée qu'ils appellent QL2. Les notes d'examens observées dont est tirée cette mesure, visent toutes les mathématiques et les sciences et ne sont disponibles que pour 37 pays. Qui plus est, les pays en question ont des fréquences différentes de participation aux six reprises des examens internationaux de l'AIE et de l'EIPS de 1965 à 1991. En particulier, il y a relativement peu d'observations pour les pays ayant de très basses notes et les pays plus riches ont tendance à participer plus souvent. S'appuyant sur ces résultats d'examens, Hanushek et Kimko se reportent à des renseignements sur le système éducatif de chaque pays (taux de scolarisation primaire et le rapport maître/élèves à titre d'exemple) et à des données démographiques (par ex. le taux de croissance démographique) pour produire leur mesure QL2. Cet indice ne mesure ni les résultats d'examens ni la compétence liée d'une personne, mais présente une moyenne qui traduit les résultats de scolarisation d'un pays. Nous avons tenté de mettre en correspondance les mesures de résultats d'examens dans chaque cas et les personnes qui étaient visées par chacun des examens (par le pays d'origine et une plage de plusieurs années de part et d'autre de la date de chaque examen). Cet exercice n'a toutefois pas porté fruit, parce que les tailles d'échantillon étaient trop petites. Par ailleurs, plusieurs expériences avec la mesure

3. Les gains sont exprimés en dollars de 1996 à l'aide de l'IPC de l'ensemble des biens. Nous avons additionné le revenu d'emploi et les valeurs positives de revenu du travail indépendant. Le code supérieur est de 500 000 $.

parallèle QL1 d'Hanushek et Kimko, n'ont pas apporté de changements de fond aux résultats que nous présentons. Les résultats en question sont normalisés et vont de zéro à l'unité pour faciliter l'interprétation. La variable normalisée ou l'indice de la deuxième colonne des résultats d'examens aux tableaux 1 et 2 est utilisé dans les régressions[4].

Cet indice est la meilleure mesure disponible à définition uniforme de la qualité de chaque système scolaire national. Comme il est tiré de six ensembles d'examens administrés par deux organismes, il vaut mieux comme mesure qu'un examen pris isolément. Il offre aussi l'avantage d'avoir été estimé pour des travaux antérieurs aux États-Unis, d'où son indépendance à l'égard des recherches actuelles et des données employées sur le marché du travail canadien. Il n'est cependant pas parfait. En dehors des problèmes que nous avons signalés, les résultats en question visent les élèves des premiers paliers d'enseignement (jusqu'à la fin de l'école secondaire ou l'équivalent). Il faut également se demander dans quelle mesure les résultats moyens d'examens des pays d'origine sont représentatifs de l'instruction des gens qui immigrent au Canada. Si les immigrants sont triés sur le volet, ils se situent sans doute au haut de la répartition de l'instruction dans chaque pays d'origine. Bien sûr, si les distributions sont d'une même variance et que la sélection est la même dans les divers pays, les résultats relatifs peuvent encore convenir comme mesure, puisque ce n'est pas leur valeur effective qui compte, mais les rangs (mais il est aussi improbable que la description par rangs soit entièrement satisfaisante). Bref, si cette mesure est la meilleure disponible, elle est uniquement une approximation en l'absence d'un concept général. On peut voir dans tous les problèmes évoqués des sources d'erreur de mesure. En temps normal, toute source semblable aura pour effet d'affaiblir la relation observée par rapport à la « vérité ». Ainsi, si l'indice de qualité comporte bien plus de bruit que de signal, il ne sera sans doute pas en corrélation avec les variables d'intérêt dans les données du recensement du Canada et les coefficients estimés dans notre étude, seront presque à coup sûr biaisés vers zéro. Delà l'implication que toute relation observée, sous-estime sans doute la relation réelle et, que nos estimations représentent une borne inférieure pour l'incidence d'une mesure moins déformable de la qualité de la scolarisation dans les pays d'origine. Il convient cependant de noter que l'étude que nous avons mentionnée sur la croissance endogène, a permis de constater que les résultats d'examens moyens des pays sont riches en information et constituent un excellent moyen de prévision de la croissance de l'économie et de la productivité dans un pays.

Une vérification de la mesure QL2 consiste à la comparer aux résultats d'examens internationaux ultérieurs. En particulier, on peut mentionner qu'elle n'est pas fondée sur la troisième reprise de l'EIMS en 1996 (Troisième enquête internationale sur les mathématiques et les sciences ou TEIMS), trop récente pour que les gens visés fassent partie de la population active. La chose est particulièrement intéressante, car la TEIMS livre des données sur huit pays non visés par le passé, mais pour lesquels des estimations QL2 sont établies. Hanushek et Kimko ont fait une telle vérification pour constater que la mesure aux tableaux 1 et 2 est en étroite corrélation avec les moyennes TEIMS des pays, même hors échantillon. Il y a à cela deux conséquences importantes : les estimations QL2 sont acceptables et les rangs aux examens sont relativement stables dans le temps. La grande stabilité des rangs dans les années testées se remarque aussi dans les données antérieures. Ainsi, si la mesure QL2 est sans doute entachée d'une certaine

4. En normalisant, nous changeons l'échelle des données par soustraction de la valeur la plus basse, puis par division des chiffres obtenus par leur valeur la plus haute. Le nouvel indice va de zéro à l'unité, rendant les résultats de régression d'une interprétation plus facile.

erreur de mesure, elle paraît la meilleure disponible pour les résultats relatifs en éducation dans le contexte international.

Si on regarde les résultats, qui sont identiques aux tableaux 1 et 2, on observe une grande variation. Pour les résultats non normalisés, le minimum est d'un peu moins de 20 et le maximum, d'un peu plus de 70. Parmi les 81 pays, une hausse de 30 points ferait passer un pays du 15^{e} au 70^{e} rang centile environ; 18 points représentent la différence entre le 25^{e} et le 75^{e} rang centile. Aspect intéressant, les corrélations des rangs (par la statistique tau de Kendall (voir Kendall et Gibbons, 1990)) entre les mesures des résultats d'examens et du nombre moyen d'années de scolarité, n'indiquent aucune relation ni pour les hommes ni pour les femmes (les valeurs p liées sont respectivement de 0,92 et 0,78 pour les hommes et les femmes)[5]. Rien n'indique donc que les pays où le nombre moyen d'années de scolarité est supérieur, présenteront aussi une qualité moyenne supérieure, tel que mesuré par ces résultats d'examens. Par ailleurs, les mesures moyennes de la scolarisation et de sa qualité, sont chacune en corrélation positive avec les gains moyens par pays d'origine (selon la mesure qu'en donne la statistique tau de Kendall avec des valeurs p de moins de 1 % dans tous les cas). C'est ce qu'on peut se représenter visuellement aux figures 1 et 2 avec leurs diagrammes de dispersion de résultats d'examens par rapport aux gains selon le sexe pour les moyennes des pays. Une fonction spline cubique est également ajustée aux données et figure dans les diagrammes. Pour les deux sexes, une pente ascendante se remarque, mais il y a sûrement une foule d'autres sources de variation des gains (il y a, par exemple, des différences d'âge moyen et d'expérience du marché du travail entre les pays d'origine). Il reste que, en moyenne, l'augmentation déjà citée de 30 points des résultats d'examens est associée à un accroissement approximatif de 10 000 $ des gains annuels non corrigés chez les hommes et d'environ 5 000 $ chez les femmes. Il convient de mettre cet écart dans son contexte. Frenette et Morissette (2003) fournissent des statistiques descriptives simples pour les personnes de 30 à 54 ans. En 2000, l'écart entre les gains annuels moyens des nouveaux immigrants et ceux des personnes nées au Canada était d'environ 12 300 $ pour les hommes et 8 600 $ pour les femmes. En outre, ces auteurs montrent que l'écart s'est élargi depuis 1980, d'environ 6 400 $ pour les hommes et 2 140 $ pour les femmes (en dollars constants de 2000 rajustés en fonction de l'IPC), en dépit de la hausse du niveau de scolarité mesuré des immigrants. Même si l'écart observé par Frenette et Morissette est entre les immigrants et les personnes nées au Canada, tandis que celui observé dans le présent document est entre les immigrants de pays où les résultats de la scolarisation sont de qualité différente, la comparaison révèle l'importance sur le plan empirique de la qualité des résultats de la scolarisation pour le marché du travail. Même si d'autres facteurs entrent certainement en cause et s'il faut faire preuve de prudence en procédant à cette comparaison, elle laisse supposer qu'une variation modérée de la qualité de l'éducation dans le pays d'origine de l'immigrant moyen est comparable sur le plan de l'ampleur à un pourcentage non négligeable de la variation de l'écart entre les gains des immigrants et ceux des personnes nées au Canada. Toutefois, comme des mesures des résultats de la scolarisation ne sont pas disponibles pour l'ensemble des pays d'origine des immigrants, nous ne tâchons pas de calculer la variation des résultats moyens de la scolarisation dans les pays d'origine au fil du temps.

---

5. Les valeurs p (ou valeurs de probabilité) indiquent le degré de signification statistique du test effectué. Dans ce contexte et sauf avis contraire, la convention est que, par chacune, on examine si l'estimation (de coefficient de régression ou de corrélation, par exemple) est différente de zéro. Plus la valeur p est basse, moins il est probable que l'estimation sera égale à zéro. Une valeur p de 0,050 indique que les chances sont de 95 % que l'estimation diffère de la valeur nulle; de même, une valeur p de 0,002 indiquera à cet égard des probabilités de 99,8 %.

Figure 1 - Gains masculins moyens et résultats de scolarisation par pays d'origine

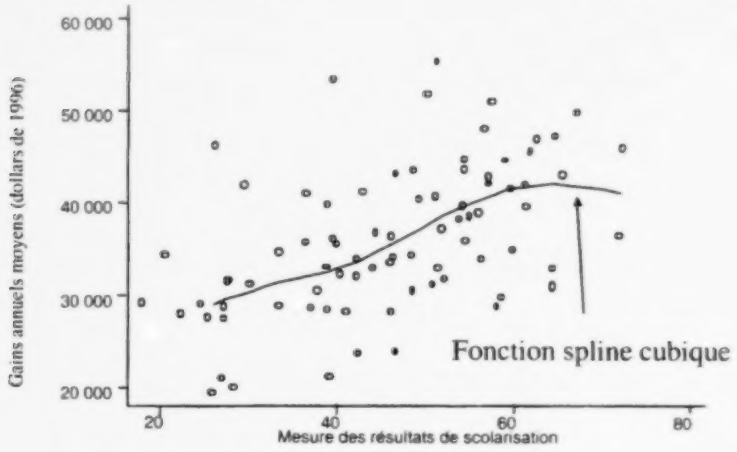
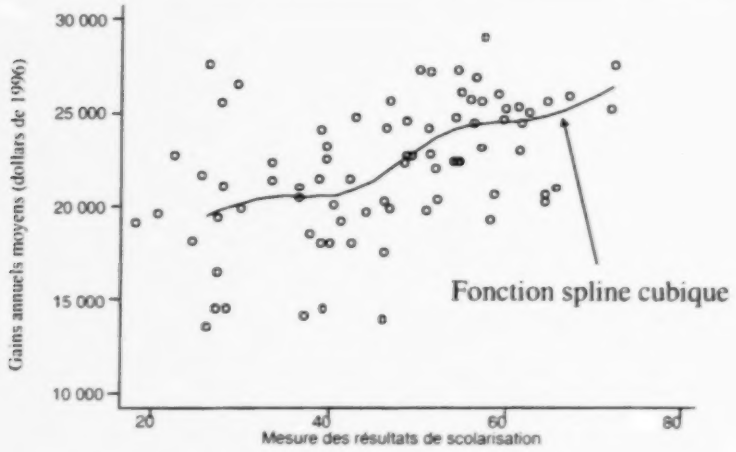


Figure 2 - Gains féminins moyens et résultats de scolarisation par pays d'origine



III. Analyse empirique

Des régressions transversales qui comprennent les résultats d'examens comme variables explicatives dans des équations types du logarithme des gains annuels par les données de recensement et les mesures de qualité de scolarisation dans les pays d'origine, sont à la base de notre analyse[6]. La technique employée est des plus souples et intègre deux spécifications déjà utilisées dans les études spécialisées. On laisse l'incidence de la qualité de la scolarisation se manifester sur le salaire tant par la rétribution des années de scolarité (et par la suite du plus haut titre scolaire obtenu aussi) que par un déplacement direct du niveau de salaire (décalage de la valeur à l'origine).

III.1 Méthodologie

Lorsqu'on suppose que la qualité de la scolarisation influe sur les gains annuels (sur leur logarithme naturel) par le taux de rétribution de l'instruction, la spécification est :

$$r(Qualité) = r_0 + r_1 Qualité \qquad \textbf{(1)}$$

de sorte que

$$\ln(Gains) = b_0 + r(Qualité)E + Xb_1 + \varepsilon$$

ou

$$\ln(Gains) = b_0 + r_0 E + r_1 QualitéE + Xb_1 + \varepsilon$$

où $r(.)$ est la rétribution de l'instruction qui est fonction de la qualité et r_0 et r_1, les coefficients à estimer (en principe, les r et la mesure *Qualité* pourraient être des vecteurs représentant des relations non linéaires). L'éducation est représentée par E et se veut relativement générale à ce stade. Diverses spécifications feront de E le nombre d'années de scolarisation et (ou) le plus haut grade ou certificat obtenu. Les b sont des coefficients supplémentaires à estimer et X est un vecteur de variables de contrôle. *Qualité* mesure la qualité du système scolaire; QL2 en tient lieu comme nous avons décrit cette mesure. L'interaction de la qualité et de l'éducation, que l'on peut voir directement à la troisième ligne, implique que la qualité augmente le taux de progression de la connaissance en éducation.

Autre possibilité, des auteurs comme Hanushek et Kimko (2000, tableau 6) posent que la qualité de la scolarisation influe directement sur les gains plutôt que de passer par la rétribution de l'instruction, de sorte que

$$\ln(Gains) = b_0 + rE + wQualité + Xb_1 + \varepsilon \qquad \textbf{(2)}$$

où w est la rétribution de la qualité. Notre étude fait intervenir les deux démarches. Nous estimons aussi l'équation (3), qui est une spécification plus générale où la qualité de la scolarisation joue à la fois directement par les gains et indirectement par la rétribution de

6. Comme test de sensibilité, nous présentons aussi en annexe une technique tirée des études sur la qualité de la scolarisation d'après Card et Krueger (1992). C'est une version de ce qu'on appelle parfois un modèle à coefficients aléatoires ou modèle linéaire hiérarchisé.

l'instruction. (À noter que les coefficients des équations (1), (2) et (3) n'ont pas à prendre les mêmes valeurs.) Dans les versions de ce modèle qui sont estimées, l'éducation (E) est spécifiée au départ, comme dans une grande partie des études spécialisées, comme une mesure linéaire S des années de scolarité comme dans l'équation (3).

$$\ln(Gains) = b_0 + r_0 S + r_1 QualitéS + wQualité + Xb_1 + \varepsilon \qquad (3)$$

Toutefois, dans un souci de garantir la robustesse des données, on donne bien plus de souplesse dans certains modèles au terme linéaire de la scolarisation, qui multiplie r_0 que dans la spécification linéaire classique; on le remplace par un jeu de variables indicatrices (binaires), une pour chaque année de scolarité. Ce qui est plus important encore, dans des modèles subséquents, on enrichit l'application de E par des mesures du plus haut titre scolaire obtenu. Ainsi, la variable de la rétribution de l'instruction peut prendre des valeurs discrètes (non linéaires) liées à l'obtention de titres au lieu de consister en une mesure plus simple des années de scolarité et parfois de s'ajouter à cette mesure. On met quelquefois aussi en interaction l'obtention de titres et l'indicateur de la qualité, d'où la possibilité de voir si la qualité de la scolarisation dans les pays d'origine revêt une importance particulière pour une partie quelconque de la répartition de l'instruction. Ainsi, dans leur examen de l'incidence des apports éducatifs sur les gains dans la population américaine de souche, Heckman, Layne-Ferrar et Todd (1996b) soutiennent que la qualité importe au plus haut point pour les diplômés d'université, mais n'a guère d'importance pour ceux qui font des études secondaires au plus. Ces spécifications plus souples sont à préférer, puisqu'elles rendent mieux compte de la « vérité » dans les données et permettent d'observer des aspects plus subtils d'une question. Toutefois, il y a l'inconvénient d'une perte de précision qui rend les inférences plus difficiles. En d'autres termes, si la relation juste est presque linéaire, les biais introduits par l'emploi d'une spécification linéaire, peuvent être modestes au regard de l'augmentation de variance que détermine le remplacement de cette spécification par un jeu de variables indicatrices. Le recours à un ensemble de variables fictives influe également sur la facilité d'interprétation et de comparaison des résultats avec d'autres études.

Bien sûr, la mesure de qualité employée est un agrégat pour chaque pays d'origine des immigrants. Nous nous retrouvons avec seulement 81 et 79 mesures uniques de qualité pour les hommes et les femmes, ce qui implique que, à la différence des résultats d'examens au niveau individuel qui refléteront probablement les caractéristiques familiales et d'autres facteurs semblables de contexte, ces mesures doivent être interprétées comme indiquant l'importance, en moyenne, de la qualité des résultats des systèmes éducatifs des pays d'origine. Nous convenons d'emblée que les résultats en éducation s'expliquent non seulement par le système scolaire, mais aussi par les facteurs sociétaux qui influent sur l'apprentissage[7]. Il y a aussi une question statistique ou économétrique qui se pose. Comme nous ne disposons que d'un résultat pour chaque pays d'origine, il y a bien moins d'information dans les données que ne le fait croire la taille d'échantillon. Qui plus est, les immigrants d'un même pays d'origine peuvent se ressembler davantage (de diverses manières inobservées) que les personnes issues d'une diversité de pays qui composeraient un échantillon aléatoire. L'implication est que les conditions

7. Pour certains types de politiques, on pourrait ne pas s'intéresser à l'origine des différences de qualité des résultats de scolarisation, mais seulement à leur capacité de prévoir la réussite future sur le marché du travail. Dans ce cas, les résultats d'examens individuels offriraient de l'intérêt. Si on désire plutôt considérer la politique de l'éducation et l'incidence des systèmes scolaires, les moyennes se révéleront probablement plus utiles.

normales d'une régression par les moindres carrés ordinaires ne sont pas réunies. Les estimations de coefficients MCO demeurent cohérentes, mais les erreurs-types sont trop petites et l'estimation peut manquer d'efficience. Dans ce dernier cas, c'est le résultat d'une éventuelle corrélation à l'intérieur de la classe pour les variables communes inobservées des pays d'origine, comme le fait remarquer Moulton (1990). La meilleure manière de procéder dans ce cas est de prendre les moindres carrés ordinaires pour dégager les estimations de coefficients et de corriger les erreurs-types en fonction de ces corrélations par effet de grappe[8]. La correction des erreurs-types a d'importantes conséquences sur le plan des inférences. Dans des régressions comme celles que nous présentons au tableau 3, les valeurs de statistique-t du coefficient de qualité des régressions relatives aux hommes passent de la région 15 à 30 à la région 2 à 3 environ. On passe ainsi d'une signification statistique tout à fait imposante à des valeurs certes appréciables, mais plus modestes. Qu'on n'ait que 81 pays pour les hommes et 79 pour les femmes nous fixe de grandes contraintes pour ce qui est de l'ordre de grandeur de tout effet susceptible d'être observé, et ce, même dans un ensemble de données comme le nôtre avec un nombre de personnes remarquablement élevé.

Nous estimerons un premier ensemble de modèles avec une spécification très classique de l'éducation comme les années de scolarité. Dans cette spécification privilégiée dans notre analyse initiale, la qualité de la scolarisation dans les pays d'origine influe sur les gains tant directement qu'en interaction avec les années de scolarité. Cependant, nous estimerons aussi des modèles d'incidence indépendante par chacune de ces voies pour observer l'évolution des estimations des coefficients. Nous estimerons en outre un modèle sans aucune mesure de qualité pour mesurer la variation du coefficient de la scolarisation, ce qui nous indiquera la fraction de la rétribution classique de l'instruction dont rend compte l'indice de la qualité. Enfin, pour vérifier la robustesse des données résultantes, nous estimerons la scolarisation non pas par la spécification linéaire normalement employée, mais par la spécification la plus souple possible, c'est-à-dire par un jeu de 24 variables indicatrices qui, avec le groupe omis en plus, nous donnera un coefficient pour chacun des 25 années résultats des données pour ce qui est des années de scolarité (de 0 à 24). Avec un autre ensemble de modèles, nous vérifierons la robustesse de la spécification initiale et étendrons notre compréhension du phénomène étudié en spécifiant la scolarisation selon le plus haut niveau d'études achevées (avec et sans la variable des années de scolarité). Par la suite, au moyen d'une série de tests de sensibilité et d'extensions, nous examinerons des sous-populations selon le lieu des études, l'année de recensement, le lieu de résidence et le niveau de scolarité. En observant comment la mesure de la qualité s'applique à chaque sous-population, il est possible d'en venir à la fois à une meilleure compréhension du phénomène et à une plus grande confiance dans la robustesse des données.

III.2 Résultats

Pour l'ensemble des immigrants, les résultats de régression font voir de curieuses tendances de la qualité de la scolarisation dans les pays d'origine, celle-ci ayant une incidence relativement

8. La question est fort semblable aux problèmes bien connus d'hétéroscédasticité ou d'autocorrélation. Par les moindres carrés généralisés, on peut produire des estimations efficientes si le nombre d'observations par pays est petit et qu'il existe un grand nombre de pays d'origine, mais tel n'est pas le cas ici. Ajoutons que, dans les régressions en question à effets aléatoires par les moindres carrés généralisés, on doit supposer que les éléments inobservés ne sont pas en corrélation avec les variables explicatives. En cas d'exécution de telles régressions, on sait par les tests du type Hausman que cette hypothèse est fausse, ce qui indiquerait une fois de plus que la manière de procéder que nous avons adoptée est celle qui convient.

marquée par la rétribution de l'instruction au Canada et par les gains annuels. Ils nous sont présentés au tableau 3, les hommes dans la partie supérieure et les femmes dans la partie inférieure. À toutes les colonnes sauf à la colonne 2, les régressions contiennent les variables présentées, plus un polynôme de quatrième ordre pour l'expérience possible sur le marché du travail canadien, des variables indicatrices (binaires) pour le recensements de 1996 et 1991, neuf variables indicatrices de l'âge d'immigration, trois indicateurs de langue maternelle (français, anglais et les deux, ni le français ni l'anglais constituant le groupe omis), neuf indicateurs de province et un indicateur de région urbaine[9]. Dans l'autre régression, on trouve seulement les variables de l'expérience et celles des recensements en plus de celles qui sont présentées pour illustrer quel effet observé est robuste par rapport à l'absence des autres variables de contrôle. Les valeurs de probabilité figurent entre parenthèses. Dans toutes les régressions, l'indicateur de qualité va de zéro à l'unité. Les années de scolarité font l'objet d'une spécification linéaire dans les régressions (1) à (5), mais la spécification est tout à fait souple dans la régression (6) et 24 variables indicatrices sont prévues. L'appartenance à une minorité visible n'est pas uniformément définie dans les trois recensements et se trouve donc exclue des régressions. Toutefois, nous avons exécuté à l'aide des données disponibles de recensement sur cet aspect, une version des résultats. Les coefficients d'intérêt s'en sont trouvés fort peu changés. Fait intéressant, le coefficient de l'indicateur « appartenance à une minorité visible » était proche de zéro et statistiquement non significatif pour les femmes, mais négatif et statistiquement significatif pour les hommes. Nous avons aussi produit une version des résultats avec l'âge au lieu de l'expérience professionnelle possible au Canada et, une fois de plus, les coefficients d'intérêt n'ont pas subi de changements de fond. Nous avons songé au début, à des polynômes du deuxième ordre pour la qualité et l'interaction de la qualité et de la scolarisation. Toutefois, les données n'étaient pas suffisantes et la spécification linéaire plus simple a été employée.

Si on regarde ces variables au tableau 3, on voit clairement que l'interaction de la scolarisation et de sa qualité est statistiquement très significative; empiriquement importante dans son ordre de grandeur et robuste selon les spécifications et les sexes. La qualité de la scolarisation dans le pays d'origine semble enrichir dans une large mesure l'accumulation de compétences à l'échelle des années de scolarité et la combinaison est liée aux gains. Si on met l'indice de la qualité (mesure QL2 normalisée) en interaction avec les années de scolarité et on lui prête une incidence directe (dans les régressions (1), (2) et (6)), le coefficient de la mesure de qualité à caractère direct est toujours négatif, mais seulement dans quelques cas différent de zéro d'une manière statistiquement significative. Cette signification est uniquement constatée pour les hommes. Comme l'interaction qualité-scolarisation est positive, on peut y voir l'indication que les individus (du moins les hommes) peu scolarisés de pays ayant des systèmes éducatifs de grande qualité reçoivent de faibles gains. On a l'impression que, dans le cas des immigrants de pays recevant des notes élevées aux examens, il y a peut-être une sélection ou un tri plus fin selon les capacités innées dans le système éducatif de ces pays que dans ceux des pays obtenant de basses notes.

---

9. Ici comme dans tout le reste de l'analyse, la mesure de l'expérience incluse dans les régressions est le minimum d'expérience possible (âge-années de scolarité-5) avec le nombre d'années depuis la migration. Nombre de recherches, dont l'étude de Schaafsma et Sweetman (2001), semblent indiquer que l'expérience du marché du travail avant la migration commande une rétribution nulle ou négligeable sur le marché du travail canadien. Dans nos régressions, nous prenons donc en compte l'expérience sur le marché du travail de notre pays. Voici les catégories d'âge des variables indicatrices : 0 à 5, 6 à 10, 11 à 15, 16 à 20, 21 à 25, 26 à 30, 31 à 35, 36 à 40 et 41 à 45; 46 et plus est le groupe omis (et aucun sujet visé n'est né avant 1945).

D'autres spécifications figurent aux colonnes (3), (4) et (5). La régression (3) représente la rétribution des années de scolarité sans variables de contrôle pour la qualité. Elle fait voir une augmentation marquée de la rétribution de l'instruction qui s'accorde avec ce qui peut s'obtenir pour un niveau « moyen » de qualité. Si on compare les colonnes (1) et (3), on peut constater que, en ajoutant (ou retranchant) les mesures de qualité, on diminue (ou augmente) la rétribution de l'instruction dans une proportion de 25 % à 30 % chez les deux sexes. Ainsi, une partie appréciable de cette rétribution a à voir avec les mesures des résultats d'examens qui sont employées. On notera avec intérêt que des examens aussi limités qui mesurent seulement les compétences de base en mathématiques et en sciences (et peut-être implicitement l'alphabétisation), et non, par exemple, des compétences propres à des disciplines ou des compétences technologiques (en conception graphique ou en exploitation d'ordinateurs, par exemple), sont associés à une si grande partie de la valeur de l'instruction.

Aspect important, si on retranche l'interaction qualité*scolarisation, on constate dans la régression (4) que la rétribution directe de la qualité est positive (et non pas négative) et statistiquement significative. Une fois le terme d'interaction supprimé, on voit le lien prévu entre l'augmentation de la qualité et celle des gains. Le contraste est intéressant, mais avec ce modèle l'incidence de la qualité est la même pour toutes les années de scolarité, alors que, comme on a pu le voir dans le modèle (1), les données semblent indiquer que son importance s'accroît avec le nombre d'années de scolarité. Dans la régression (5), le terme d'interaction est moins élevé, quoique toujours statistiquement et économiquement significatif, que si on laisse la qualité agir par la seule rétribution de l'instruction; ce qui est logique dans le contexte des résultats de ce tableau, la valeur à l'origine n'étant pas décalée vers le bas. Avec ces spécifications, on peut clairement voir que la qualité importe, mais que le mécanisme qui joue est fort complexe.

Pour faciliter l'interprétation de ces coefficients, prenons par exemple, une personne du pays d'origine où la qualité de la scolarisation est la plus grande (il y a normalisation à l'unité, comme nous l'avons déjà dit). Considérons en outre l'équation (1) pour les hommes. Le coefficient de la variable de la qualité indique que, n'ayant aucune année de scolarité, l'intéressé aurait un manque à gagner (revenu du travail) de -0,395 par rapport à une personne du pays d'origine où la qualité mesurée de la scolarisation est la plus faible. Il reste que, à mesure qu'augmentent les années de scolarité, les gains pour le premier de ces pays s'accroissent plus rapidement que pour un pays dont le système scolaire est de moindre qualité. Chaque année de scolarité vaut plus sur le marché du travail pour le système éducatif de grande qualité que pour le système d'une qualité moindre. À environ 12 ans de scolarité, les effets des coefficients des variables de la qualité et de la scolarisation*qualité se contrebalancent parfaitement chez les hommes (la valeur négative à l'origine correspond en gros à 12 fois le coefficient de la variable qualité*scolarisation. Avec la spécification utilisée, cela est vrai indépendamment du pays d'origine). Chez les femmes, les variables s'équilibrent à un peu moins de 10 ans de scolarité. Ainsi, dans une comparaison des immigrants *très peu* scolarisés, cette spécification indiquerait que ceux qui sont originaires de pays dont le système éducatif est de faible qualité, auront droit à des gains supérieurs. Toutefois, à mesure qu'augmentent les années de scolarité, l'écart diminue et, au-delà des 12 ans, les immigrants de pays ayant de meilleurs systèmes scolaires gagnent plus. Il faut dire que, en partie, les détails de ces résultats sont un effet de spécification, mais on a l'impression qu'une certaine sélection s'opère en effet dans les systèmes scolaires. L'examen de l'origine de ce mécanisme dépasse notre propos, mais il pourrait s'agir d'un meilleur tri des élèves selon leurs capacités innées dans les pays où le système scolaire est de meilleure qualité. Le régime d'immigration canadien pourrait aussi entrer en jeu comme facteur, mais nous ne savons pas au juste comment cela joue. Il est impossible d'étudier le phénomène par les données du recensement, celui-ci ne

caractérisant pas les immigrants. À noter cependant que le cas extrême dont nous avons parlé, a surtout valeur d'illustration, car les gens très peu scolarisés sont relativement peu nombreux. Dans sa vaste majorité, la population compte plus de 10 ans de scolarité.

Tableau 3 - Régressions au niveau individuel pour l'ensemble des immigrants selon le sexe

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RÉGRESSIONS, HOMMES						
Années de scolarité	0,039***	0,043***	0,061***	0,060***	0,053***	Figure 3
	[0,001]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	
Qualité	-0,382**	-0,270		0,157**		-0,211*
	[0,024]	[0,112]		[0,039]		[0,067]
S*Qualité	0,037***	0,033**			0,013**	0,026***
	[0,006]	[0,014]			[0,019]	[0,002]
Observations	353 985	353 985	353 985	353 985	353 985	353 985
R^2	0,131	0,122	0,128	0,130	0,130	0,137
RÉGRESSIONS, FEMMES						
Années de scolarité	0,051***	0,052***	0,068***	0,068***	0,062***	Figure 4
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	
Qualité	-0,295	-0,250		0,128*		-0,124
	[0,185]	[0,303]		[0,073]		[0,408]
S*Qualité	0,031**	0,028*			0,011**	0,019*
	[0,047]	[0,078]			[0,033]	[0,053]
Observations	311 202	311 202	311 202	311 202	311 202	311 202
R^2	0,092	0,076	0,090	0,091	0,091	0,098

NOTES : Valeurs p entre parenthèses. * signification à 10 %; **signification à 5 %; *** signification à 1 %.
La variable dépendante est ln (Gains annuels). On trouve aussi dans les régressions (1) et (3) à (6) un quartique de l'expérience sur le marché du travail canadien, 2 indicateurs des recensements, 9 indicateurs de l'âge d'immigration, 3 indicateurs de langue maternelle et 9 indicateurs de province de résidence. La régression (2) ne comprend que les deux premiers des ensembles ci-dessus. Dans la régression (6), la variable linéaire des années de scolarité est remplacée par 24 variables indicatrices; voir les figures 3 et 4.

Figure 3 : Rétribution de l'instruction chez les hommes (données tirées des régressions du logarithme des gains; voir la colonne 6 du tableau 3)

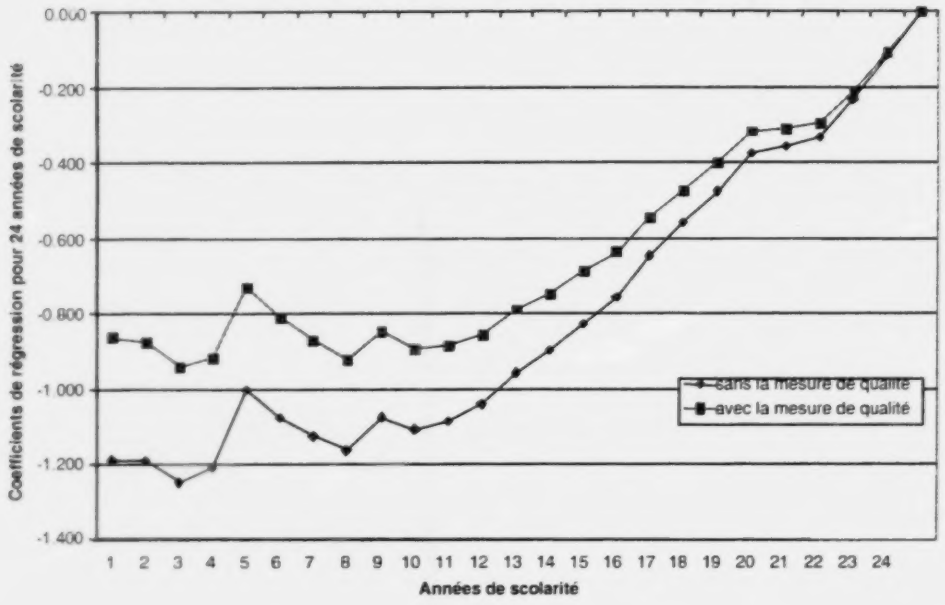
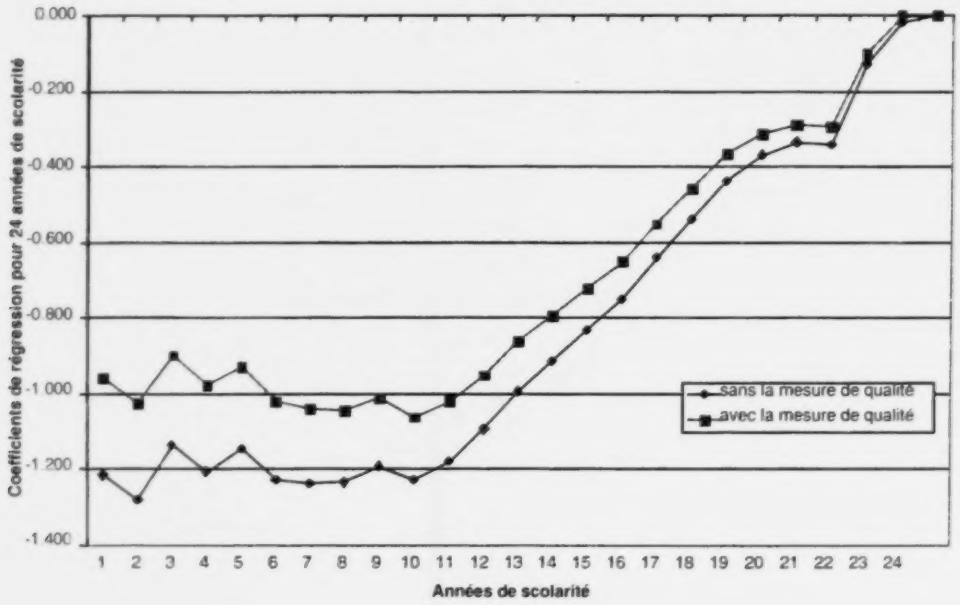


Figure 4 : Rétribution de l'instruction chez les femmes (données tirées des régressions du logarithme des gains; voir la colonne 6 du tableau 3)



Il est clair que, indépendamment de la qualité, les années de scolarité ont une incidence statistiquement très significative sur les gains dans toutes les spécifications. Aux figures 3 pour les hommes et 4 pour les femmes, nous représentons les estimations des coefficients de la régression (6), le groupe omis ayant 24 années de scolarité étant normalisé à zéro. Les autres coefficients représentés de variables indicatrices (de zéro à 23 années de scolarité) font voir que ces autres groupes gagnent moins que le groupe des 24 années. On peut aussi regarder un jeu semblable de coefficients d'une régression comme la régression (6), mais sans la variable de la qualité ni celle de l'interaction qualité*scolarisation. Il en ressort que, plus particulièrement chez les femmes, les gains ne se mettent pas à augmenter largement avec le nombre d'années de scolarité avant la 9^{e} ou la 10^{e} année d'études dans cet échantillon d'immigrants. On remarque aussi une discontinuité vers les 20^{e} ou 21^{e} années de scolarité. Bien sûr, le gros de l'échantillon se trouve dans la partie à peu près linéaire des courbes. Il reste qu'une spécification linéaire sur tout l'intervalle sera d'un tracé un peu plus plat que la partie centrale linéaire du diagramme. Comme on peut le voir, si la différence ne vient pas modifier la conclusion, une comparaison des colonnes (1) et (6) au tableau 3 montre que le coefficient du terme d'interaction diminue du tiers environ[10]. Ce profil plat s'accorde avec les constatations de Card et Krueger (1992), qui ont observé un phénomène semblable pour la population américaine de souche dans les données de recensement des États-Unis. Il faut vraisemblablement y voir l'effet des programmes de sécurité sociale, des lois du salaire minimum et des politiques apparentées qui fixent des planchers salariaux et qui éliminent ainsi, la rétribution de l'instruction dans cette tranche numérique de la scolarité.

Dans le contexte de régression, particulièrement lorsqu'on utilise des termes d'interaction, il est difficile d'obtenir une idée de l'ampleur de l'effet de la qualité des résultats de la scolarisation. Par conséquent, nous établissons deux prévisions simples pour faciliter l'interprétation en utilisant l'équation (1) au tableau 3, qui est le modèle privilégié. En premier lieu, nous postulons la situation contrefactuelle suivante. Nous demandons quelle est l'augmentation en pourcentage des gains, pour une personne ayant 16 années de scolarité (correspondant à peu près à un baccalauréat), associée au passage du 25^{e} au 75^{e} rang centile de l'indice de qualité, tous les autres facteurs étant maintenus constants par ailleurs. Autrement dit, quelle est la différence, en moyenne, dans les gains d'un travailleur dans le cas duquel, contrefactuellement, le système scolaire qui selon les résultats d'examens se classe au 25^{e} rang centile est remplacé par un système scolaire qui se classe au 75^{e} rang centile? La réponse est que, pour l'un et l'autre sexe, les gains annuels augmentent en moyenne de 10 %. (Formellement, l'augmentation est de 0,101 point log pour les femmes et de 0,105 point log pour les hommes.) Nous posons ensuite une deuxième question connexe, à savoir, étant donné que le Canada se situe aux deux tiers environ de l'indice de qualité durant cette période, quelle serait l'augmentation moyenne des gains si les personnes qui se situent à la médiane au dessous du Canada (c'est-à-dire au tiers) avaient fait leurs études dans un système scolaire ayant le même résultat d'examen que le Canada? Ce changement, tous les autres facteurs étant maintenus constants par ailleurs, est associé à une augmentation d'environ 7 % pour l'un et l'autre sexe (0,069 point log pour les femmes et 0,072 point log pour les hommes). Ces chiffres laissent supposer que la variation des gains annuels associée à la qualité des résultats de la scolarisation est importante et que la qualité de la scolarisation a des répercussions éventuelles considérables sur les résultats sur le marché du travail.

10. Nous avons tenté de spécifier la mesure de qualité par un jeu de trois variables indicatrices, mais les erreurs-types sont si importantes que nous n'avons pas jugé bon de présenter cette spécification.

Comme pour les estimations non rajustées tirées des figures 1 et 2, il est utile de comparer l'ampleur de ces effets et l'écart entre les gains des immigrants et ceux des personnes nées au Canada constaté par Frenette et Morissette (2003); il faut toutefois interpréter les résultats de cette comparaison avec grande prudence. Frenette et Morissette observent que les gains des nouveaux immigrants sont inférieurs à ceux des travailleurs comparables nés au Canada et que (défaisant leur transformation logarithmique) l'écart a augmenté, passant d'environ 15 % en 1980 à 28 % en 1990 et à 33 % en 2000 pour les hommes. Dans le cas des femmes, il est passé de 20 % à 27 % et à 33 %. (Bien entendu, ces effets de l'entrée diminuent à mesure que se prolonge la durée du séjour au Canada de chaque cohorte d'entrée.) On ne tâche pas d'estimer la relation entre ces écarts et toute variation de la qualité des résultats de la scolarisation des immigrants ayant pu se produire au fil du temps puisqu'on ne dispose pas d'indice pour un nombre suffisant de pays d'origine. Toutefois, étant donné les mises en garde inhérentes au processus d'estimation, la comparaison laisse supposer l'ampleur éventuelle de l'effet de la qualité de l'éducation relativement à un important phénomène associé au marché du travail chez les immigrants.

Il convient de signaler que le Canada a gravi quelques échelons dans les tableaux de classement de la qualité de la scolarisation depuis les tests sur lesquels est fondé l'indice utilisé (qui ont été administrés de 1965 à 1991). Toutefois, les élèves qui ont subi les tests plus récents entrent seulement maintenant sur le marché du travail et ne sont donc pas inclus dans l'échantillon utilisé aux fins de l'analyse.

Certains chercheurs, dont Heckman, Layne-Ferrar et Todd (1996a, b) et Ferrer et Riddell (2002a, b), soutiennent qu'il existe d'importantes non-linéarités dans la rétribution de l'instruction qui sont liées à l'obtention des titres scolaires. Si on finit la dernière année d'études secondaires ou universitaires ou toute autre année qui confère un diplôme, on sera plus avantagé sur le marché du travail que si on achève d'autres années. Bien sûr, dans les données américaines de recensement qu'emploient Heckman, Layne-Ferrar et Todd, l'obtention de titres doit être déduite des années de scolarité et ces auteurs permettent alors tout simplement des discontinuités aux stades des 12 et 16 ans de scolarité, c'est-à-dire avec ce qui est censé être la fin des études secondaires et des études de baccalauréat. À l'aide de données canadiennes de recensement qui visent à la fois les années et les titres, Ferrer et Riddell montrent que ces années ne sont pas des variables substitutives particulièrement utiles dans le contexte canadien.

Le tableau 4 répond à ces soucis en introduisant dans la régression des indicateurs d'obtention de titres. Aux colonnes 1 à 3 pour les hommes et 4 à 6 pour les femmes, on ajoute simplement neuf variables indicatrices comme celles de la colonne (1) du tableau 3, ce qui se trouve à enrichir la spécification de E des équations (1) et (2)[11]. Ces indicateurs sont statistiquement très significatifs et d'un ordre de grandeur plutôt imposant. Leur introduction ramène le coefficient des années de scolarité à zéro pour les hommes et le réduit d'une manière appréciable pour les femmes. En revanche, les coefficients de la qualité et de l'interaction qualité*années, bien que s'abaissant à des valeurs ressemblant quelque peu à celles qu'on peut relever à la colonne (6) du tableau 3, demeurent assez élevés et statistiquement significatifs. La qualité importe même dans cette spécification des plus souples.

11. Le tableau 1 en annexe décrit ces catégories qui reproduisent tout simplement celles du recensement.

Tableau 4 - Qualité de la scolarisation et plus haut titre scolaire obtenu

	Hommes			Femmes		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Années de scolarité	0,008		0,023***	0,020***		0,033***
	[0,308]		[0,000]	[0,003]		[0,000]
Qualité	-0,226**			-0,156		
	[0,042]			[0,339]		
S*Qualité	0,027***			0,023*		
	[0,002]			[0,050]		
Plus haut titre reçu						
diplôme d'études sec.	0,062***	0,019	-0,074*	0,073***	0,186***	0,051
	[0,000]	[0,575]	[0,089]	[0,000]	[0,000]	[0,200]
certificat de métier	0,159***	0,096	-0,007	0,058***	0,254***	0,113*
	[0,000]	[0,108]	[0,917]	[0,000]	[0,000]	[0,095]
certificat non universitaire	0,216***	0,183***	0,039	0,195***	0,388***	0,196***
	[0,000]	[0,000]	[0,497]	[0,000]	[0,000]	[0,001]
certificat univ. inf. au bacc.	0,190***	0,181***	0,007	0,243***	0,439***	0,192***
	[0,000]	[0,003]	[0,914]	[0,000]	[0,000]	[0,008]
baccalauréat	0,363***	0,337***	0,143***	0,366***	0,521***	0,252***
	[0,000]	[0,000]	[0,003]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
certificat univ. supér. au bacc.	0,421***	0,428***	0,212***	0,438***	0,596***	0,304***
	[0,000]	[0,000]	[0,004]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
grade prof. (méd., art dent., etc.)	1,123***	1,176***	0,910***	1,042***	1,274***	0,904***
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
maîtrise	0,496***	0,611***	0,368***	0,474***	0,632***	0,300**
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,044]
doctorat	0,699***	0,932***	0,627***	0,773***	1,062***	0,634***
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
Qualité et plus haut titre scolaire obtenu						
Q * moins que les études secondaires		-0,030	-0,070		0,151***	0,089
		[0,667]	[0,261]		[0,005]	[0,200]
Q * études secondaires		0,163*	0,161*		0,124*	0,126*
		[0,066]	[0,080]		[0,081]	[0,068]
Q * certificat de métier		0,215**	0,208**		0,008	0,003
		[0,041]	[0,035]		[0,948]	[0,977]
Q * certificat non universitaire		0,228**	0,227**		0,100	0,097
		[0,025]	[0,028]		[0,349]	[0,338]
Q * cert., univ. inférieur au bacc.		0,247**	0,245**		0,174	0,178
		[0,029]	[0,037]		[0,148]	[0,126]
Q * baccalauréat		0,309***	0,308***		0,303***	0,292***
		[0,000]	[0,000]		[0,001]	[0,002]
Q * certificat univ. supér. au bacc.		0,280***	0,288***		0,330***	0,325***
		[0,008]	[0,008]		[0,000]	[0,000]
Q * grade prof. (méd., art dent., etc.)		0,278	0,294		0,316	0,332
		[0,132]	[0,116]		[0,373]	[0,336]
Q * maîtrise		0,146	0,156		0,396*	0,392*
		[0,141]	[0,109]		[0,094]	[0,081]
Q * doctorat		0,035	0,065		0,314**	0,335**
		[0,620]	[0,380]		[0,023]	[0,014]
Observations	353 985	353 985	353 985	311 202	311 202	311 202
R^2	0,148	0,146	0,148	0,102	0,098	0,102

NOTES : Valeurs p entre parenthèses. * signification à 10 %; **signification à 5 %; *** signification à 1 %.
La variable dépendante est ln (Gains annuels). On trouve aussi dans les régressions
un quartique de l'expérience sur le marché du travail canadien, 2 indicateurs des recensements,
9 indicateurs de l'âge d'immigration, 3 indicateurs de langue maternelle et 9 indicateurs de province
de résidence.

Dans les régressions (2) et (5), nous retranchons les mesures linéaires de scolarisation et de qualité et mettons la mesure linéaire de la qualité en interaction avec chacun des indicateurs de titres scolaires. Ces termes d'interaction sont statistiquement significatifs et d'un ordre de grandeur assez imposant dans la plupart des cas, particulièrement pour les hommes. Aspect intéressant, ils ne sont pas significatifs pour les hommes à des niveaux d'instruction supérieurs au niveau du baccalauréat, tandis pour les femmes, ils ne le sont pas dans le cas des titres des collèges et des écoles de métiers. Il reste que, comme on peut le voir au tableau 1 en annexe, la plupart des groupes dont les coefficients ne sont pas statistiquement significatifs sont extrêmement petits et comprennent seulement un modeste sous-ensemble de pays, ce qui rend la précision difficile. Néanmoins, la constatation d'une rétribution économique de la qualité (mesurée par les résultats d'examens) pour les niveaux inférieurs de scolarité diffère de l'observation faite par Heckman, Layne-Ferrar et Todd d'une rétribution économique pour les seules personnes comptant 16 années de scolarité et plus par leurs mesures des apports éducatifs. Aux équations (3) et (6), la variable des années de scolarité est réintroduite dans les modèles et les coefficients du plus haut titre obtenu sont largement réduits comme on pouvait le prévoir compte tenu de leur haute corrélation avec ces mêmes années de scolarité. Chose importante cependant, il n'y a guère de changement dans les coefficients des variables d'interaction du plus haut titre obtenu et de la qualité de la scolarisation. Dans des régressions que nous ne présentons pas, on ajoute à des régressions comme les régressions (3) et (6) des variables linéaires de la qualité et de l'interaction qualité*années de scolarité. Individuellement, tous les coefficients des variables comportant la mesure de qualité sont sans signification statistique et avec des erreurs-types très grandes (bien que les statistiques F composées soient significatives, elles). Il n'y a pas assez d'information dans les données, vu le petit nombre de pays d'origine, pour pouvoir vérifier simultanément les coefficients de ces variables explicatives qui sont largement en colinéarité. Somme toute, ces résultats nous diraient que la qualité de l'éducation importe à toute l'échelle de l'instruction.

Prenons l'exemple des gens qui ont seulement le baccalauréat et considérons l'ordre de grandeur des effets au tableau 4. Comme on peut le voir à la colonne (2), les bacheliers de sexe masculin présentent un coefficient repère de 0,337 indiquant une différence de gains entre les titulaires du baccalauréat et ceux qui ont fait moins que les études secondaires, toutes les autres variables explicatives étant constantes. Cette différence est approximativement la suivante : [(exp(0,337)-1)*100 %=] 40,1 %. Chez les femmes, la différence correspondante est de 68 % environ. En moyenne, cet avantage va à tous ceux qui ont obtenu le baccalauréat sans égard à la qualité de la scolarisation, mais la rétribution économique de l'obtention d'un baccalauréat est aussi fonction de la qualité de l'éducation dans les pays d'origine. Pour la variable d'interaction de la mesure normalisée de la qualité et de l'obtention d'un baccalauréat, on dégage un coefficient d'un peu plus de 0,3 pour les deux sexes. Par rapport aux immigrants de pays où la qualité est la plus faible (elle est normalisée à zéro), les immigrants de pays où elle est la plus grande (elle est normalisée à l'unité) ont, en moyenne, des gains de 30 % supérieurs. Ce sont là les extrêmes, bien sûr. La différence moyenne entre deux pays présentant des résultats normalisés respectifs de 0,25 et 0,75 est d'environ [(0,75-0,25)*30 %=] 15 %. Ainsi que l'indique le tableau 1 ou 2, sur les 81 pays, il y en a 15 (15) dont les résultats sont égaux ou inférieurs (supérieurs) à 25 (75). C'est là un avantage appréciable de la qualité, et il vaut pour une partie appréciable de la population aussi. Rappelons que la spécification linéaire au tableau 3, dans laquelle il n'est pas tenu compte des titres scolaires, laisse supposer un écart 25-75 d'environ 10 % pour les personnes ayant 16 années de scolarité. Le fait de tenir compte de l'obtention de titres scolaires dans la spécification au tableau 4 laisse supposer un écart de 15 %,

soit un avantage un peu plus élevé associé à la qualité, mais la différence est petite étant donné les erreurs-types dans les estimations.

Ces constatations, et tout particulièrement celles du tableau 4, ont des conséquences sur le débat de politique publique en cours au sujet de la reconnaissance canadienne des titres acquis à l'étranger par les immigrants. (Nous n'avons pas jusqu'ici distingué les lieux des études dans notre analyse, mais nous y viendrons bientôt.) Les régressions font voir que, à l'heure actuelle, le marché du travail sait distinguer, par exemple, les baccalauréats décernés dans des pays d'origine aux systèmes scolaires d'une qualité différente et accorde une plus grande valeur à ceux qui émanent de systèmes scolaires nationaux supérieurs.

Tableau 5 - Régressions au niveau individuel pour des sous-groupes choisis selon le sexe

	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Partie A			Partie B	
SCOLARISATION DANS LE PAYS D'ORIGINE SEULEMENT			SCOLARISATION DANS LE PAYS D'ORIGINE SEULEMENT; 9E ANNÉE D'ÉTUDES ACHEVÉE ET PLUS	
Années de scolarité	0,024**	0,039***	0,048***	0,056***
	[0,039]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
Qualité	-0,387**	-0,103	-0,308*	-0,212
	[0,032]	[0,426]	[0,054]	[0,173]
S*Qualité	0,041***	0,017	0,035***	0,025**
	[0,007]	[0,145]	[0,003]	[0,024]
Observations	190 396	176 215	165 991	152 630
R^2	0,133	0,085	0,146	0,090
Partie C			Partie D	
SCOLARISATION AU CANADA ET DANS LE PAYS D'ORIGINE			ARRIVÉE AU CANADA À L'ÂGE DE 10 ANS OU MOINS	
Années de scolarité	0,090***	0,086***	0,099***	0,096***
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
Qualité	0,020	-0,411**	0,187	-0,155
	[0,922]	[0,048]	[0,444]	[0,569]
S*Qualité	0,003	0,034***	-0,010	0,017
	[0,798]	[0,004]	[0,539]	[0,297]
Observations	163 589	134 987	96 104	79 104
R^2	0,115	0,089	0,115	0,088

NOTES : Valeurs p entre parenthèses. * signification à 10 %; **signification à 5 %; *** signification à 1 %.
La variable dépendante est ln (Gains annuels). On trouve aussi dans les régressions un quartique de l'expérience sur le marché du travail canadien, 2 indicateurs des recensements, 9 (ou moins) indicateurs de l'âge d'immigration, 3 indicateurs de langue maternelle et 9 indicateurs de province de résidence.

Nous présentons au tableau 5 une analyse de sensibilité et des extensions pour l'examen des lieux des études au niveau individuel. Si c'est la qualité du système éducatif qui détermine ces résultats, et non pas d'autres facteurs comme la discrimination, les immigrants ayant surtout fait leurs études dans le système scolaire canadien ne devraient pas être touchés par l'indice de qualité de la scolarisation dans le pays d'origine. Les résultats viennent de régressions identiques à celles de la colonne (1) du tableau 3 sauf qu'ils se rattachent à une diversité de sous-

échantillons[12]. Dans ce jeu de régressions, les deux premières dans la partie A portent sur les immigrants qui ont fait toutes leurs études avant d'entrer au Canada[13]. Pour les deux sexes, la rétribution de l'instruction décroît par rapport à ce qu'indique le tableau 3 dans le même sens que d'autres recherches comme celles de Schaafsma et Sweetman (2001) et autres où on a constaté que la scolarisation avant immigration commandait des taux inférieurs de rétribution sur le marché du travail canadien. Chez les hommes, la rétribution de la qualité est meilleure, mais fort semblable à ce que fait voir le tableau 3. Chez les femmes cependant, elle est bien moindre et statistiquement non significative. On ne sait au juste pourquoi ce phénomène se produit chez les femmes, mais on en a un indice dans la partie B où on ne relève pas de non-signification statistique pour un sous-échantillon des gens qui, à la partie A, ont achevé au moins leur 9^{e} année d'études. Contrairement à ce qui se passe chez les femmes, la rétribution de la qualité chez les hommes ne subit pas outre mesure l'influence de ce changement d'échantillon. L'anomalie paraît tenir à la fraction de l'échantillon de femmes peu scolarisées[14]. La limitation de l'échantillon aux gens qui ont au moins une 9^{e} année d'études dans la partie B est également intéressante à cause de la rétribution relativement atténuée de l'instruction observée dans le cas des gens comptant peu d'années de scolarité aux figures 3 et 4. Comme on pouvait s'y attendre, la rétribution des années de scolarité augmente assez largement chez les deux sexes.

À la partie C, on dégage un échantillon de ceux qui ont fait leurs études à la fois au Canada et dans leur pays d'origine. Cet échantillon est complémentaire par rapport à celui de la partie A. En d'autres termes, il y a une certaine instruction acquise après la migration (Friedberg (2000) démontre qu'elle élève les salaires et « défait » en partie la faible rétribution de la scolarisation à l'étranger dans le contexte israélien). Les coefficients des deux sexes pour la variable de la scolarisation s'accroissent dans une mesure appréciable selon ce qu'indiquent Friedberg (2000) et des travaux canadiens antérieurs. La qualité de la scolarisation dans le pays d'origine paraît fort importante pour l'échantillon féminin, mais non pas pour les hommes. Enfin, nous considérons à part dans la partie D, ceux qui arrivent dans leurs tendres années, puisqu'ils auront acquis presque toute leur instruction au pays. Dans ce groupe, la rétribution des années de scolarité est la plus grande qu'on peut observer dans toutes les régression que nous présentons.

---

12. Une petite différence avec les régressions précédentes est que certains des indicateurs de l'âge d'immigration (qui ne sont pas présentés dans les tableaux) n'offrent aucun intérêt en ce qui concerne certains des sous-groupes.

13. Ici comme dans le reste de notre exposé, on suppose que le lieu de naissance déclaré au recensement est le pays où l'instruction est acquise si le nombre d'années de scolarité augmenté de 5 est inférieur à l'âge d'immigration. Si les années de scolarité dépassent l'âge d'immigration, on en déduit que les études se sont faites au Canada. Comme il existe des différences de fréquentation scolaire (mais elles n'ont pas été observées), certains de ceux qu'on aura caractérisés comme ayant fait leurs études seulement dans leur pays d'origine en auront aussi fait au Canada. Cela servira à atténuer le coefficient. Les erreurs dans l'autre sens sont probablement bien moins fréquentes, puisqu'un certain nombre d'immigrants qui arrivent au pays dans leur jeune âge peuvent, sans doute séjourner aussi à l'étranger pour des études.

14. Une explication avancée par un participant à un séminaire est que la discrimination à l'égard des femmes varie amplement selon les pays et que, dans certains systèmes éducatifs, la population féminine se trouve plafonnée, en moyenne, à des niveaux bien inférieurs à ceux des hommes. S'ajoute donc pour les femmes une source d'hétérogénéité non mesurée qui est absente chez les hommes. De plus, la rétribution économique de l'instruction, comme on peut le voir aux figures 3 et 4, s'atténue chez les femmes pour environ trois années de scolarité au-delà du point où elle commence à augmenter chez les hommes. Cela tient probablement à ce que les femmes touchent des salaires inférieurs à ceux des hommes, d'où une plus grande incidence sur elles des lois du salaire minimum et des politiques apparentées.

Elle est aussi égale ou supérieure à celle qu'on peut normalement constater dans la population canadienne de souche. Cela s'accorde avec les observations de Schaafsma et Sweetman (2001) qui ont soumis à une vérification formelle l'hypothèse selon laquelle les immigrants qui arrivent avant l'âge de 10 ans jouissent d'une rétribution de la scolarisation qui est égale ou supérieure à celle de la population canadienne de naissance. Ils ont constaté que tel était le cas. Il reste que les coefficients de la variable de la qualité de la scolarisation dans le pays d'origine sont effectivement nuls et que cette qualité n'importe pas pour ceux qui n'acquièrent pas leur instruction dans leur pays d'origine. On a ainsi l'impression que ce qui importe, c'est le système scolaire dont les sujets font l'expérience en réalité.

Pour ce qui est de la reconnaissance des titres scolaires, les résultats du tableau 5 pour les hommes brossent un tableau plutôt limpide. La qualité de la scolarisation dans le pays d'origine importe seulement pour ceux qui ont acquis leur instruction à l'étranger. Ceux qui arrivent au Canada très jeunes (partie D) et même ceux qui ont fait leurs études à la fois à l'étranger et au Canada (partie C) ne semblaient pas être touchés par la qualité de l'éducation dans leur pays d'origine. Toutefois, ceux qui ont étudié seulement dans leur pays d'origine (parties A et B) subissent largement l'influence de la qualité de l'éducation reçue. En moyenne, les immigrants de pays où le système scolaire est d'une grande qualité ont droit à une rétribution des plus respectables, mais celle-ci diminue largement chez les immigrants de pays où l'éducation est de moindre qualité. Qui plus est, ces différences gagnent en importance à mesure que s'élève le degré d'instruction, parce que les effets de la qualité de la scolarisation s'accumulent.

Le tableau est plus complexe dans le cas des femmes. Les femmes peu scolarisées dans leur pays d'origine semblent ne pas être touchées outre mesure par la qualité de cette scolarisation. Cela s'accorde avec l'observation que les femmes ont droit à une faible rétribution de l'instruction si leurs années de scolarité sont peu nombreuses, comme on peut le voir à la figure 4. En revanche, la qualité de la scolarisation dans le pays d'origine influe sur les gains de celles qui ont acquis une plus grande instruction avant même d'arriver au Canada ou qui ont fait leurs études à la fois au pays et dans leur pays d'origine. À l'instar des hommes cependant, les femmes qui ont immigré très tôt dans leur vie (partie D), c'est-à-dire à l'âge de 10 ans ou plus jeunes, semblent ne pas subir l'incidence de la qualité de l'éducation dans leur pays d'origine. Comme chez les hommes, cette observation s'accorde avec la constatation que, chez les jeunes immigrants, les systèmes éducatifs des pays d'origine n'ont pas une influence marquée. Les intervenants du marché du travail semblent différencier les individus au niveau de la qualité du système où ils ont acquis leur instruction et, en moyenne, les rémunérer en conséquence.

Au tableau 6, nous procédons à d'autres tests de sensibilité en divisant l'échantillon par année de recensement et ville de résidence. Du côté gauche, on trouvera les résultats relatifs à chacune des trois plus grandes villes du pays. On fait de plus en plus valoir (voir Heckman, Layne-Ferrar et Todd, 1996a, b) que les conditions locales du marché du travail sont primordiales pour les résultats professionnels. De même, du côté droit du tableau, on trouvera les résultats pour chaque année de recensement. McDonald et Worswick (1998) font voir que les immigrants subissent tout particulièrement l'influence de la conjoncture économique et que l'année où a lieu une observation influe en soi sur certains résultats. Toutefois, ces régressions brossent toutes un tableau qui s'accorde généralement avec ce que nous avons déjà vu, bien que certains des coefficients ne soient pas statistiquement significatifs pour les femmes. Apparemment, la qualité de la scolarisation dans le pays d'origine a la même incidence sur les gains, quels que soient les lieux et les périodes. Bien sûr, certaines de ces estimations ne sont pas très précises en partie, puisque les échantillons de pays sont fort modestes dans chaque régression.

Au tableau 7, nous effectuons une dernière extension en nous attachant à trois sous-échantillons de données, chacun réunissant les gens qui ont un des titres scolaires les plus élevés suivants : diplôme d'études secondaires, diplôme collégial et baccalauréat. Dans ces modèles, nous n'avons inclus ni les variables des années de scolarité, ni la variable d'interaction de la qualité et de ces mêmes années, car la durée de la scolarité ne varie pas suffisamment à l'intérieur de chaque catégorie d'instruction. Si les coefficients de la mesure de qualité pour le sous-échantillon des diplômés de l'école secondaire se situent à la lisière de la signification statistique pour les hommes et que, pour le sous-échantillon des diplômés des collèges, les coefficients ne sont pas significatifs chez les femmes (ce dont on ne s'étonnera pas compte tenu de la taille d'échantillon réduite), la plupart des autres coefficients sont statistiquement très significatifs et d'un ordre de grandeur assez imposant. On peut penser que la qualité de la scolarisation produit ses effets dans des catégories d'instruction très bien circonscrites et gagne en importance à mesure que s'accroît la durée de la scolarisation. La rémunération sur le marché du travail de l'obtention d'un titre scolaire en particulier, un baccalauréat par exemple, semble varier très fortement en fonction de la qualité de l'éducation dans le pays d'origine de l'immigrant, ce qui concorde avec les observations du tableau 4.

IV. Examen et conclusion

On constate que la qualité de la scolarisation des immigrants dans leur pays d'origine, mesurée sous forme d'indice fondé sur six ensembles de résultats d'examens en mathématiques et en sciences pour le pays d'origine, importe pour les gains annuels sur le marché du travail canadien. Cet indice ne mesure ni les résultats d'examens d'une personne ni les compétences qui y sont associées, mais traduit en moyenne les résultats du système éducatif d'un pays. Dans l'ensemble, les données semblent indiquer qu'une année d'études donnée n'a pas toujours la même valeur. En moyenne, les immigrants de pays dont le système éducatif est d'une grande qualité ont droit à une meilleure rétribution que ceux de pays où le système scolaire obtient des résultats inférieurs aux examens.

Dans une analyse d'ordre exploratoire, nous avons recouru à des corrélations simples et à des analyses graphiques pour discerner une corrélation appréciable entre la qualité de la scolarisation dans le pays d'origine et les gains moyens sur le marché du travail canadien par pays d'origine des immigrants. Nous avons employé à cette fin les données regroupées de trois reprises du recensement du Canada. On notera la variation appréciable tant des gains moyens que de la mesure de qualité sur les 81 pays d'origine qui ont été étudiés pour les hommes et les 79 pour les femmes. En gros, le passage du 15^{e} au 70^{e} rang de l'indice de qualité des pays est associé à une hausse prévue des gains annuels qui s'établit à 10 000 $ environ pour les hommes et à 5 000 $ pour les femmes (en dollars de 1996). Il convient de mettre cet écart dans son contexte. Frenette et Morissette (2003) fournissent de simples statistiques descriptives pour les personnes de 30 à 54 ans. En 2000, l'écart entre les gains annuels moyens des nouveaux immigrants et ceux des personnes nées au Canada était d'environ 12 300 $ pour les hommes et 8 600 $ pour les femmes. En outre, ces auteurs montrent que l'écart s'est élargi depuis 1980, soit d'environ 6 400 $ pour les hommes et de 2 140 $ pour les femmes (en dollars constants de 2000 rajustés en fonction de l'IPC), en dépit de la hausse du niveau de scolarité mesuré des immigrants. Même si d'autres facteurs évoluent également et si l'écart observé par Frenette et Morissette est entre les immigrants et les personnes nées au Canada, tandis que celui observé dans le présent document est entre les immigrants provenant de pays où les résultats de la scolarisation sont de qualité différente, la comparaison révèle l'importance sur le plan empirique de la qualité des résultats de

la scolarisation pour le marché du travail. Toutefois, comme des mesures des résultats de la scolarisation ne sont pas disponibles pour l'ensemble des pays d'origine des immigrants, nous ne tâchons pas de calculer la variation des résultats moyens de la scolarisation dans les pays d'origine au fil du temps.

Nous avons aussi effectué une analyse de régression à plusieurs variables avec prise en compte des variables démographiques décrites par les données de recensement telles que l'âge à l'immigration et le lieu de résidence. Cette analyse montre que l'incidence de la qualité de la scolarisation semble passer principalement par la rétribution de l'instruction (par opposition à une association directe avec les gains). Les immigrants de pays où les résultats de la scolarisation sont de moindre qualité ont droit à une rétribution moyenne moindre pour leurs années de scolarité. Si l'on compare les régressions avec et sans mesures de qualité, on constate qu'une partie appréciable de la rétribution économique de la scolarisation est associée à la qualité de l'éducation puisque la rétribution des années de scolarité est de 25 % à 30 % inférieure dans les régressions qui comprennent aussi des mesures de qualité. De plus, l'effet de la qualité semble s'accentuer à mesure qu'augmente le nombre d'années de scolarité. Un certain processus de sélection semble entrer en jeu également (comme en témoigne un décalage négatif de la valeur à l'origine) dans les systèmes scolaires des pays d'origine. Les gens très peu scolarisés dont le pays d'origine a de très bons résultats éducatifs reçoivent un revenu du travail relativement faible. (Cette combinaison n'est cependant pas fréquente.)

Tableau 6 - Régressions par RMR et recensement

	Ville			Recensement		
	Montréal	Toronto	Vancouver	1986	1991	1996
RÉGRESSIONS, HOMMES						
Années de scolarité	0,047***	0,031**	0,037***	0,031***	0,037***	0,045***
	[0,001]	[0,027]	[0,000]	[0,005]	[0,001]	[0,000]
Qualité	-0,345	-0,462*	-0,284***	-0,482***	-0,438**	-0,326*
	[0,145]	[0,059]	[0,003]	[0,004]	[0,015]	[0,059]
S*Qualité	0,033*	0,042**	0,030***	0,046***	0,041***	0,032**
	[0,069]	[0,014]	[0,000]	[0,000]	[0,004]	[0,020]
Observations	33 416	128 697	41 386	93 618	114 316	146 051
R^2	0,141	0,128	0,143	0,125	0,133	0,131
RÉGRESSIONS, FEMMES						
Années de scolarité	0,046***	0,043***	0,063***	0,052***	0,053***	0,049***
	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
Qualité	-0,424***	-0,363**	0,220	-0,159	-0,242	-0,353*
	[0,003]	[0,024]	[0,206]	[0,569]	[0,272]	[0,075]
S*Qualité	0,032***	0,036***	-0,001	0,020	0,028*	0,035**
	[0,008]	[0,002]	[0,937]	[0,325]	[0,064]	[0,013]
Observations	26 189	117 979	37 953	79 862	100 731	130 609
R^2	0,102	0,095	0,087	0,071	0,096	0,101

NOTES : Valeurs p entre parenthèses. * signification à 10 %; **signification à 5 %; *** signification à 1 %. La variable dépendante est ln (Gains annuels). On trouve aussi dans les régressions un quartique de l'expérience sur le marché du travail canadien, 2 indicateurs des recensements, 9 indicateurs de l'âge d'immigration, 3 indicateurs de langue maternelle et 9 indicateurs de province de résidence.

Tableau 7 - Rétribution de la qualité dans des catégories d'instruction bien circonscrites

	Plus haut titre scolaire obtenu		
	D.E.S.	D.E.C.	Bacc.
HOMMES			
Qualité	0,164	0,273*	0,307***
	[0,122]	[0,051]	[0,001]
Observations	68 168	59 803	55 881
R^2	0,107	0,106	0,152
FEMMES			
Qualité	0,126**	0,119	0,244**
	[0,035]	[0,219]	[0,024]
Observations	75 946	66 228	48 979
R^2	0,062	0,055	0,100

NOTES : Valeurs p entre parenthèses. * signification à 10 %; **signification à 5 %; *** signification à 1 %. La variable dépendante est ln (Gains annuels). On trouve aussi dans les régressions un quartique de l'expérience sur le marché du travail canadien, 2 indicateurs des recensements, 9 indicateurs de l'âge d'immigration, 3 indicateurs de langue maternelle et 9 indicateurs de province de résidence.

L'ampleur des différences entre les gains associées à la qualité de la scolarisation tient compte néanmoins de façon importante d'autres facteurs également. Dans un contexte de régression prenant en compte les années de scolarité et non l'obtention de titres scolaires, le passage du 25^e au 75^e centile de l'indice de qualité de la scolarisation est associé en moyenne, pour l'un et l'autre sexe, à une augmentation de 10 % des gains annuels des personnes ayant 16 années de scolarité. De même, l'écart entre les gains de l'immigrant qui a fait ses études dans un pays qui se classe à un rang équivalent à celui du Canada sur l'indice de qualité (environ aux deux tiers durant la période couverte par l'indice) et ceux de l'immigrant qui a fait ses études dans un système éducatif dont le classement médian est inférieur au classement du Canada (au tiers) est d'environ 7 % pour l'un et l'autre sexe. Même s'il faut interpréter les chiffres avec prudence, on peut se faire une idée de l'ampleur de l'écart en comparant ces pourcentages et la variation de l'écart entre les gains des nouveaux immigrants et ceux des travailleurs comparables nés au Canada constatée par Frenette et Morissette (2003). Pour les hommes, l'écart est passé d'environ 15 % en 1980 à 28 % en 1990 et à 33 % en 2000. Pour les femmes, il est passé de 20 % à 27 % et à 33 %. Étant donné les mises en garde qui s'imposent dans le processus d'estimation, l'observation clé est que la qualité des résultats de la scolarisation est associée de façon non négligeable aux gains, comparativement aux autres changements observés sur le marché du travail.

D'autres régressions à plusieurs variables mettent la qualité en interaction avec une diversité de titres scolaires. Ainsi, chez les hommes et les femmes ayant seulement le baccalauréat, on relève en moyenne une différence de gains de 15 % entre immigrants de pays d'origine se classant respectivement au 25^e et 75^e rang centile, écart assez semblable à celui de 10 % estimé pour les immigrants ayant 16 années de scolarité selon le modèle qui ne tient compte que des années de scolarité. On peut voir dans l'ensemble que la qualité de la scolarisation influe sur toutes les

parties de la répartition des niveaux de scolarité. Cette constatation va à l'encontre de l'observation de l'absence de rétribution des *années* de scolarité des immigrants peu scolarisés. Ainsi, les femmes ne présentent aucune différence mesurable de gains si elles ont moins qu'une neuvième année d'études environ. On peut fort bien penser que les lois sur le salaire minimum et d'autres facteurs comme les programmes sociaux et les institutions du marché du travail, gardent le bas de la répartition des salaires suffisamment comprimé pour que l'instruction ne commande aucune rétribution aux niveaux inférieurs de scolarisation.

Au moyen de tests de sensibilité et d'extensions, nous pouvons voir que, bien que de légers écarts puissent être relevés, la qualité de la scolarisation importe pour les gens qui ont fait leurs études à l'étranger, mais non pas pour ceux qui ont immigré dans leur jeune âge et acquis leur instruction principalement au Canada. Cela accrédite la thèse que ce qui entre en jeu, c'est la qualité de la scolarisation dans le pays d'origine, et non pas d'autres facteurs liés à ce même pays d'origine. Ajoutons que des effets semblables ont été observés indépendamment dans des sous-échantillons très circonscrits représentant les trois premières villes du pays et chacune des trois années de recensement. On peut aussi voir que la qualité de la scolarisation influe sur les gains dans des catégories d'instruction tout aussi bien circonscrites comme le groupe des bacheliers qui s'en sont tenus à ce titre. Ainsi, ce n'est pas seulement un phénomène qui se produit à toute l'échelle de l'instruction.

Cette recherche éclaire le débat en cours sur les politiques d'intégration économique des immigrants au marché du travail canadien. Comme l'indique Reitz (2001), on n'a guère fait de recherches en vue de mesurer les différences de qualité de scolarisation, sans lesquelles on peut difficilement vérifier dans quelle mesure les titres scolaires des immigrants sont sous-évalués sur le marché du travail de notre pays. Dans des travaux antérieurs de Li (2001), par exemple, on s'est attaché aux différences de gains entre des groupes dans la population canadienne de naissance et la population issue de l'immigration, ces groupes étant définis par l'appartenance à une minorité visible, le sexe et d'autres caractéristiques démographiques pour ceux qui détiennent un même titre (un baccalauréat, par exemple). Il s'agit toutefois de simples comparaisons où l'on ne tenait pas empiriquement compte de la possibilité que les systèmes et donc les titres scolaires ne soient pas tous égaux. Notre étude ne peut livrer toute l'information nécessaire à l'évaluation de ces titres, mais c'est un premier pas en avant dans le recours à des critères explicites reposant sur des données indépendantes en vue d'apprécier l'incidence de la qualité de l'éducation sur les résultats professionnels au Canada. Par exemple, lorsqu'on examine l'ensemble des personnes titulaires d'un baccalauréat, un groupe habituellement homogène, on constate que les hommes de pays d'origine où l'éducation est de qualité supérieure ont une rémunération moyenne, compte tenu de l'effet d'autres facteurs, de juste au dessus de 30 % supérieure à celle des hommes dont le pays d'origine a les résultats d'examens les plus faibles. Dans le cas des femmes, l'écart est d'environ 25 %.

Bien sûr, il faudra pousser l'étude de la question si nous entendons disposer de données dignes de foi pour des politiques. Ce qui nous aiderait au plus haut point sur ce plan, serait d'utiliser la Banque de données longitudinales sur l'immigration (BDIM) pour cerner l'incidence de la qualité de la scolarisation sur le marché du travail. On pourrait vérifier les observations de base de notre étude, la reproductibilité par une source de données indépendante étant une des pierres d'assise de la méthode scientifique. On peut ajouter que, si les recensements offrent certains avantages, la BDIM en présente d'autres et elle permettrait d'aborder des questions importantes mais différentes. On pourrait en particulier examiner des questions longitudinales des catégories et classes d'immigrants auxquelles on ne peut s'attaquer dans les recensements. La BDIM livre

de l'information sur l'instruction au moment de l'immigration contrairement aux données de recensement où cette caractéristique doit être décrite par inférence. On obtiendrait des résultats plus précis qui seraient plus étroitement liés au régime d'évaluation numérique des candidats à l'immigration.

Il serait particulièrement utile d'étendre l'information à notre disposition sur la qualité de la scolarisation dans les pays d'origine. Il serait bon d'examiner d'autres aspects de cette qualité qui sont susceptibles d'influer sur les gains des immigrants sur le marché du travail. Les technologies d'avant-garde et l'informatique notamment, sont d'une importance croissante sur le marché du travail, par exemple. Il est sûr que la formation en informatique (et en particulier celle qui fait appel aux technologies de pointe) varie selon les systèmes éducatifs des pays d'origine des immigrants, même au palier postsecondaire. Quelle est l'importance de la compétence en informatique pour les gains sur le marché du travail canadien ? Quelle est son incidence sur la façon dont on évalue les titres scolaires ? De même, il pourrait être bon, malgré la difficulté de la chose, de tenter de produire des indices de qualité de la scolarisation dans les pays d'origine selon le sexe pour en venir à quelque chose de mieux que la mesure unique utilisée ici pour chaque pays. Ce qui est peut-être plus important encore, on aurait intérêt à essayer d'allonger la liste de pays pour lesquels on dispose de variables substitutives de la qualité de la scolarisation. Des données sont disponibles pour un grand nombre de pays, mais on peut d'emblée dresser une liste de 20 autres pays pour lesquels de telles données brillent tout simplement par leur absence (Soudan et Guatemala, par exemple). Si notre liste de pays était mieux garnie, il serait possible d'étudier l'incidence de la qualité de l'éducation dans les pays d'origine sur les tendances des résultats des immigrants sur le marché du travail canadien, et notamment le recul qui a eu lieu dans la première partie de la dernière décennie. Si la qualité relative de la scolarisation influe sur les gains, on peut aussi s'interroger sur l'avenir depuis que de récents programmes d'examens internationaux, et plus particulièrement l'étude PISA de l'OCDE, nous indiquent que le système éducatif canadien s'améliore par rapport à ceux des autres pays.

Tableau 1 en annexe : Statistiques descriptives

Variable	Hommes		Femmes	
	Moyenne	Écart-type	Moyenne	Écart-type
âge	37,479	6,763	37,258	6,786
expér. can. possible	13,947	7,829	14,097	7,908
gains annuels	38 399	38 604	22 965	18 766
ln (gains)	10,225	0,988	9,656	1,089
Âge des immigrants à leur arrivée				
0 à 5	0,158	0,364	0,149	0,356
6 à 10	0,114	0,318	0,106	0,308
11 à 15	0,090	0,287	0,086	0,280
16 à 20	0,136	0,342	0,159	0,366
21 à 25	0,210	0,408	0,228	0,419
26 à 30	0,156	0,363	0,147	0,354
31 à 35	0,078	0,269	0,074	0,261
36 à 40	0,038	0,191	0,036	0,186
41 à 45	0,017	0,128	0,015	0,120
46 à 50	0,003	0,055	0,002	0,050
51 à 65	0,000	0,005	0,000	0,003
Région urbaine	0,837	0,369	0,845	0,362
C.-B.	0,174	0,379	0,178	0,382
ALB.	0,093	0,290	0,093	0,290
SASK.	0,010	0,101	0,010	0,100
MAN.	0,033	0,178	0,034	0,180
ONT.	0,557	0,497	0,567	0,495
QC	0,109	0,312	0,096	0,295
N.-B.	0,006	0,076	0,006	0,078
N.-É.	0,010	0,097	0,009	0,093
Î.-P.-É.	0,001	0,031	0,001	0,030
T.-N.	0,003	0,050	0,002	0,047
Langue maternelle				
Anglais	0,373	0,484	0,399	0,490
Français	0,027	0,161	0,024	0,153
Les deux	0,036	0,187	0,035	0,185
Ni l'une ni l'autre	0,563	0,496	0,542	0,498
Scolarisation				
Années de scolarité	13,792	3,847	13,309	3,586
Moins que les études sec.	0,236	0,425	0,245	0,430
Études secondaires	0,193	0,394	0,244	0,430
Certificat de métier	0,161	0,368	0,091	0,288
Certificat non universitaire	0,143	0,350	0,179	0,383
Cert. univ. inférieur au bacc.	0,026	0,160	0,034	0,181
Baccalauréat	0,137	0,344	0,136	0,343
Certificat supérieur au bacc.	0,020	0,142	0,021	0,144
Grade en médecine ou art dentaire	0,012	0,109	0,006	0,078
Maîtrise	0,053	0,225	0,037	0,190
Doctorat	0,018	0,132	0,006	0,076
Recensement				
1996	0,413	0,492	0,420	0,494
1991	0,323	0,468	0,324	0,468
1986	0,264	0,441	0,257	0,437

Notes : Le nombre d'observations est respectivement de 353 985 et 311 202 pour les hommes et les femmes.
Les valeurs sont équalivalentes en dollars de 1996.
Source : Recensements du Canada de 1986, 1991 et 1996.

Annexe – Analyse de sensibilité par une technique d'estimation à coefficients aléatoires

En recherche empirique, il importe de voir à ce que les résultats observés soient robustes et ne soient pas un simple effet de la spécification particulière qui a été employée. Nous avons donc soumis les données à une autre technique d'estimation en vue de vérifier la validité des constatations figurant dans le corps de notre étude. Notre stratégie est celle de Card et Krueger (1992) et nous estimons ce qu'on qualifie parfois de type de modèle à coefficients aléatoires, où d'abord on estime la rétribution de la scolarisation par pays d'origine par des équations du logarithme des gains à l'aide des données de recensement et ensuite opère la régression des valeurs de rétribution sur les mesures de qualité de la scolarisation. L'idée est de constater si la variation de cette qualité peut expliquer la variation de la rétribution économique de la scolarisation sur le marché du travail. On estime en outre des valeurs à l'origine par pays pour les équations des salaires et en effectue la régression par rapport aux mesures de qualité.

Si c'est la qualité des résultats de scolarisation qui importe et non d'autres facteurs propres aux pays, nous devrions nous attendre une relation positive entre les mesures de qualité et la rétribution de la scolarisation, mais aucune avec les valeurs à l'origine. Bien que d'autres auteurs comme Heckman, Layne-Ferrar et Todd (1996a, b) s'appuient sur les travaux de Behrman et Birdsall (1983) pour faire observer que la qualité de la scolarisation peut aussi être considérée comme ayant une incidence directe sur les gains, il est possible en principe que la qualité passe par une valeur à l'origine si elle ou une de ses composantes est indépendante du nombre d'années de scolarité. Toutefois, dans un contexte international, si les mesures de qualité sont principalement des variables substitutives d'autres facteurs comme peut-être la richesse et (ou) le niveau moyen de nutrition dans le pays d'origine, dans la mesure où ces facteurs influent sur les gains au Canada, il y aura une corrélation avec la valeur à l'origine. Ainsi, il n'y a pas d'interprétation unique d'une telle corrélation. Une corrélation observée entre la qualité de la scolarisation dans les pays d'origine et les gains sur le marché du travail canadien, qui ne passe pas par la rétribution de l'instruction, pourrait traduire plus que la qualité de l'éducation.

Ce modèle est à certains égards moins restrictif que celui qui est estimé dans le corps de notre exposé en ce que, en première étape, il donne à chaque pays sa propre rétribution de l'instruction. Bien sûr, il impose la linéarité dans une seconde étape. En revanche, la première technique d'estimation laisse à chaque pays sa propre rétribution, mais impose une relation linéaire entre les deux éléments dès le départ. La démarche décrite dans cette annexe n'est pas suffisamment souple pour que l'on puisse ajouter des mesures d'obtention de titres scolaires à la régression. Par rapport à la démarche précédente, le souci de précision impose aussi de plus grandes limites à la capacité d'examiner des sous-échantillons dans des régressions par ville, par exemple.

Méthodologie

L'autre façon de considérer les données qui rappelle la technique employée par Card et Krueger (1992) consiste à exécuter en première étape une régression où on laisse à chaque pays une valeur à l'origine et une rétribution propres (c'est-à-dire qu'on inclut un ensemble d'indicateurs nationaux dans la régression et prévoit une interaction avec la variable de la scolarisation) comme à l'équation (4).

$$\ln(gains)_i = X_i g + \sum_{c=1}^{N} [S_{ic} r_c + C_{ic} b_c] + \varepsilon_i \qquad \textbf{(4)}$$

Dans cette spécification, i désigne les individus et c, les pays. N est le nombre total de pays, soit 81 ou 79. Les coefficients à estimer sont g, r et b. Ils appréhendent respectivement les effets des variables de contrôle X, des années de scolarité S par pays d'origine et des valeurs à l'origine des pays C. À noter que chaque pays a une valeur à l'origine et une rétribution de la scolarisation qui lui sont propres. Il y a donc 81 (pour les hommes) ou 79 (pour les femmes) r et b qui sont estimés. Comme avec la spécification des régressions en (1) au tableau 3, les variables de contrôle sont un quartique pour l'expérience, deux indicateurs des recensements, jusqu'à neuf indicateurs de l'âge d'immigration (pour certains sous-échantillons, certains de ces indicateurs ne sont pas utiles), trois indicateurs de langue, neuf indicateurs de province et un indicateur de région urbaine. Le terme d'erreur aléatoire de l'équation est ε.

Deux régressions de seconde étape que l'on peut voir à l'équation (5) suivent la première. Les coefficients de la rétribution de la scolarisation et de la valeur à l'origine (les r et les b respectivement) de la régression de première étape servent de variables dépendantes et sont mis en régression par rapport aux mesures de qualité de la scolarisation sans autres variables explicatives[15].

$$r_c = a_0 + a_1 Qualité_c + \eta_c$$

$$b_c = d_0 + d_1 Qualité_c + \nu_c \qquad \textbf{(5)}$$

Dans ces régressions, les a et les d sont des coefficients à estimer et η et ν, des termes d'erreur. Les coefficients des mesures de qualité indiquent la relation d'abord avec la rétribution des années de scolarité dans le pays d'origine et ensuite la valeur à l'origine de ce pays. Contrairement aux spécifications précédentes qui imposaient pour chaque pays le même coefficient pour les variables de la scolarisation, de la qualité et de l'interaction des deux, cette spécification permet une hétérogénéité des coefficients pour la rétribution et la valeur à l'origine. C'est une spécification plus souple en première étape, mais aussi moins précise.

Une relation positive à l'équation (5) indiquerait que la qualité de la scolarisation dans les pays d'origine « explique » les différences de rétribution de l'instruction entre groupes d'immigrants. On opère également la régression des valeurs à l'origine par pays qui sont dégagées en première étape sur les mesures de qualité. Si la qualité de la scolarisation passe seulement par la rétribution de l'instruction, les valeurs à l'origine ne devraient pas être en corrélation avec cette qualité. Toutefois, si la qualité a une incidence directe sur les salaires ou qu'il y a d'autres facteurs propres à des pays qui accroissent à la fois les salaires et la qualité de la scolarisation, une corrélation avec la valeur à l'origine devrait être observée en seconde étape.

15. Comme les pays ont des tailles d'échantillon différentes, on fait le calcul en seconde étape par les moindres carrés pondérés, les valeurs de pondération étant l'inverse des variances d'échantillon des estimations de la rétribution de la scolarisation. Comme test de sensibilité, nous avons exécuté des régressions semblables en nous reportant à la taille d'échantillon des pays d'origine pour la pondération. Tandis que les erreurs-types étaient plus importantes et que le niveau de signification était réduit les résultats étaient conformes à ceux que nous avons présentés.

Résultats

On trouvera au tableau 2 en annexe les valeurs de rétribution de l'instruction par pays dégagées en première étape avec leurs valeurs p (par un test permettant de vérifier si le coefficient est égal à zéro) pour les régressions, et ce, par tout l'échantillon et selon le sexe. Nous avons estimé aussi des modèles pour des sous-échantillons choisis de données, mais dans ce dernier cas nous avons présenté seulement les résultats obtenus en seconde étape. On peut trouver une grande diversité d'estimations de coefficients établies en première étape pour la rétribution de l'instruction au tableau 2 en annexe. Ces valeurs se situent entre un minimum de 0,02 environ et un maximum de plus de 5 fois supérieur. Il est clair que les estimations accusent des variations selon le sexe. Il serait en effet étonnant qu'elles soient les mêmes, car dans de nombreuses études on a observé que la rétribution de l'instruction est plus grande chez les femmes que chez les hommes sur le marché du travail canadien (voir par exemple, Riddell et Sweetman (2000, figure 1)). En fait, c'est la tendance la plus fréquente au tableau 2 en annexe. Il existe toutefois un certain nombre de pays d'origine comme la Thaïlande pour lesquels l'estimation de la rétribution chez les hommes est plutôt élevée (0,114), alors qu'elle demeure plutôt faible chez les femmes (0,037). Exploitant des données venant des États-Unis, Antecol (2001) présente des données qui indiquent une corrélation entre les écarts salariaux hommes-femmes, observés dans les pays d'origine des immigrants et ceux qui sont constatés dans l'économie intérieure américaine pour les immigrants de première génération par opposition aux immigrants des générations qui suivent. Les tendances de l'appartenance professionnelle, de l'emploi et (ou) de l'éducation selon le sexe dans les pays d'origine semblent avoir des conséquences après la migration. Il existe toutefois une corrélation de 0,47 (pour les 79 pays en question) qui est statistiquement différente de zéro au niveau de 0,0000 entre les rétributions masculine et féminine, ce qui démontre l'existence d'un phénomène commun appréciable.

Les résultats de régression de seconde étape figurent au tableau 3 en annexe. Pour chaque sexe, les coefficients sont à gauche pour la rétribution de la scolarisation et à droite pour les valeurs à l'origine en décalage. Nous avons exécuté les deux étapes pour tout l'échantillon et chacun des deux sous-échantillons. Pour les deux sexes, la partie supérieure qui porte sur l'ensemble des immigrants fait voir une relation appréciable et statistiquement significative entre la qualité de la scolarisation dans les pays d'origine et la rétribution de l'instruction sur le marché du travail canadien. Le R^2 de ces régressions se situe entre 15 % et 18 %. Si on opère la régression des valeurs d'origine des divers pays sur les mesures de qualité, on constate cependant une relation statistiquement significative pour les femmes. Les estimations ponctuelles sont négatives dans les deux cas. Ainsi, les résultats des régressions précédentes plus simples reçoivent une confirmation.

Le premier sous-groupe examiné au tableau 3 en annexe comprend les gens ayant acquis toute leur instruction dans leur pays d'origine. La tendance pour les coefficients est fort semblable à celle que l'on observe pour tout l'échantillon. Regardons enfin les gens qui ont immigré avant l'âge de 10 ans. Il n'y a ni pour les femmes ni pour les hommes de relation statistiquement significative entre la qualité de la scolarisation et la rétribution de l'instruction. C'est ce à quoi on devait s'attendre; ces résultats concordent avec ceux du tableau 5 pour ce qui est de l'hypothèse selon laquelle la qualité de l'éducation est le facteur qui importe, et non pas d'autres caractéristiques des pays d'origine. La qualité de la scolarisation dans les pays d'origine n'influe pas sur les gens qui arrivent au Canada assez jeunes pour acquérir leur instruction principalement dans le système scolaire de notre pays.

Tableau 2 en annexe : Pentes caractéristiques des pays selon le sexe

	Hommes		Femmes			Hommes		Femmes	
	Coeff.	Valeur p	Coeff.	Valeur p		Coeff.	Valeur p	Coeff.	Valeur p
Algérie	0,073	[0,000]	0,075	[0,000]	Koweit	0,131	[0,008]	0,084	[0,016]
Argentine	0,051	[0,000]	0,062	[0,000]	Luxembourg	0,039	[0,090]	s.o.	
Australie	0,073	[0,000]	0,090	[0,000]	Malaisie	0,071	[0,000]	0,080	[0,000]
Autriche	0,071	[0,000]	0,107	[0,000]	Malte	0,064	[0,000]	0,075	[0,000]
Barbade	0,068	[0,000]	0,084	[0,000]	Île Maurice	0,078	[0,000]	0,105	[0,000]
Belgique	0,079	[0,000]	0,110	[0,000]	Mexique	0,048	[0,000]	0,078	[0,000]
Bolivie	0,018	[0,369]	0,094	[0,030]	Mozambique	0,044	[0,094]	0,057	[0,182]
Brésil	0,078	[0,000]	0,065	[0,000]	Nouvelle-Zélande	0,083	[0,000]	0,103	[0,000]
Cameroun	0,119	[0,022]	s.o.		Pays-Bas	0,063	[0,000]	0,095	[0,000]
Chine	0,062	[0,000]	0,047	[0,000]	Nicaragua	0,035	[0,009]	0,021	[0,142]
Colombie	0,061	[0,000]	0,049	[0,000]	Nigeria	0,049	[0,001]	0,095	[0,002]
Costa Rica	0,071	[0,000]	0,024	[0,382]	Norvège	0,062	[0,000]	0,080	[0,000]
Chypre	0,053	[0,000]	0,039	[0,003]	Panama	0,024	[0,275]	0,055	[0,159]
Danemark	0,074	[0,000]	0,094	[0,000]	Paraguay	0,041	[0,000]	0,063	[0,000]
Rép. dominicaine	0,064	[0,001]	0,032	[0,204]	Pérou	0,069	[0,000]	0,055	[0,000]
Salvador	0,024	[0,000]	0,022	[0,000]	Philippines	0,043	[0,000]	0,047	[0,000]
Équateur	0,054	[0,000]	0,039	[0,000]	Pologne	0,042	[0,000]	0,059	[0,000]
Égypte	0,087	[0,000]	0,072	[0,000]	Portugal	0,030	[0,000]	0,040	[0,000]
Malouines	0,052	[0,000]	0,057	[0,000]	Afrique du Sud	0,116	[0,000]	0,094	[0,000]
Fidji	0,063	[0,000]	0,064	[0,000]	Corée du Sud	0,050	[0,000]	0,032	[0,000]
Finlande	0,039	[0,000]	0,087	[0,000]	Singapour	0,094	[0,000]	0,075	[0,000]
France	0,078	[0,000]	0,085	[0,000]	Espagne	0,042	[0,000]	0,034	[0,000]
Allemagne	0,077	[0,000]	0,094	[0,000]	Sri Lanka	0,072	[0,000]	0,073	[0,000]
Ghana	0,030	[0,021]	0,059	[0,044]	Suède	0,078	[0,000]	0,113	[0,000]
Grèce	0,055	[0,000]	0,061	[0,000]	Suisse	0,073	[0,000]	0,065	[0,000]
Guyane	0,061	[0,000]	0,072	[0,000]	Syrie	0,054	[0,000]	0,063	[0,000]
Honduras	0,025	[0,229]	0,030	[0,185]	Taiwan	0,073	[0,000]	0,069	[0,000]
Hong Kong	0,089	[0,000]	0,083	[0,000]	Thaïlande	0,116	[0,015]	0,037	[0,004]
Hongrie	0,088	[0,000]	0,082	[0,000]	Trinité-et-Tobago	0,065	[0,000]	0,079	[0,000]
Islande	0,098	[0,016]	0,149	[0,008]	Tunisie	0,060	[0,000]	0,066	[0,045]
Inde	0,052	[0,000]	0,050	[0,000]	Turquie	0,059	[0,000]	0,050	[0,000]
Indonésie	0,075	[0,000]	0,108	[0,000]	Royaume-Uni	0,083	[0,000]	0,104	[0,000]
Iran	0,075	[0,000]	0,088	[0,000]	Uruguay	0,025	[0,008]	0,030	[0,126]
Iraq	0,058	[0,000]	0,048	[0,000]	États-Unis	0,089	[0,000]	0,119	[0,000]
Irlande	0,087	[0,000]	0,129	[0,000]	URSS	0,058	[0,000]	0,047	[0,000]
Israël	0,085	[0,000]	0,092	[0,000]	Venezuela	0,053	[0,000]	0,082	[0,000]
Italie	0,057	[0,000]	0,070	[0,000]	Yougoslavie	0,038	[0,000]	0,045	[0,000]
Jamaïque	0,065	[0,000]	0,079	[0,000]	Zaïre	0,047	[0,012]	0,132	[0,000]
Japon	0,054	[0,000]	0,054	[0,000]	Zambie	0,043	[0,305]	0,020	[0,542]
Jordanie	0,057	[0,001]	0,109	[0,001]	Zimbabwe	0,099	[0,000]	0,052	[0,056]
Kenya	0,089	[0,000]	0,083	[0,000]					
Obs.							353 985		311 202
R^2							0,148		0,103

NOTES : Valeurs p entre parenthèses, autres variables comme au tableau 6, mais avec tout l'ensemble des valeurs à l'origine par pays.

Tableau 3 en annexe : Régression des coefficients des pays d'origine par rapport à la qualité de la scolarisation

	Hommes		Femmes	
	Pente	Val. à l'origine	Pente	Val. à l'origine
ENSEMBLE DES IMMIGRANTS				
Qualité	0,060***	-0,216	0,069***	-0,513*
	[0,014]	[0,224]	[0,019]	[0,300]
Valeur p	0,000	0,340	0,001	0,091
R^2	0,190	0,012	0,146	0,037
INSTRUCTION ACQUISE DANS LE SEUL PAYS D'ORIGINE				
Qualité	0,055***	-0,128	0,049***	-0,312
	[0,016]	[0,245]	[0,018]	[0,311]
Valeur p	0,001	0,602	0,008	0,319
R^2	0,139	0,004	0,089	0,013
ARRIVÉE AU CANADA À L'ÂGE DE 10 ANS OU AVANT				
Qualité	-0,017	0,054	0,032	-0,394
	[0,021]	[0,633]	[0,021]	[0,651]
Valeur p	0,417	0,932	0,125	0,547
R^2	0,008	0,000	0,030	0,005

Notes : Erreurs-types robustes entre parenthèses.
* signification à 10 %; ** signification à 5 %; *** signification à 1 %
On compte respectivement dans l'échantillon 81 observations pour les hommes et 79 pour les femmes.

Bibliographie

Antecol, Heather. 2001. "Why is there Interethnic Variation in the Gender Wage gap? The Role of Cultural Factors." *The Journal of Human Resources* 36(1): 119-143.

Baker, Michael et Dwayne Benjamin. 1994. "The Performance of Immigrants in the Canadian Labor Market." *Journal of Labor Economics* 12(3): 369-405.

Barro, R.J. 2001. "Human Capital and Growth." *American Economic Review* 91(2): 12–17.

Behrman, Jere R. et Nancy Birdsall. 1983. "The Quality of Schooling: Quantity alone is misleading." *American Economic Review* 73(5): 928-946.

Bloom, D.E., G. Grenier et M. Gunderson. 1995. "The Changing Labour Market Position of Canadian Immigrants." *Revue canadienne d'économique* 28(4b): 987-1005.

Borjas, G.J. 1993. "Immigration Policy, National Origin, and Immigrant Skills: A Comparison of Canada and the United States." Dans *Small Differences that Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States*. D. Card et R. Freeman (réds.). Chicago: University of Chicago Press.

Borjas, G.J. 1985. "Assimilation, Changes in Cohort Quality, and the Earnings of Immigrants." *Journal of Labor Economics* 3(4): 463-489.

Borjas, G.J. 1994. "The Economics of Immigration." *Journal of Economic Literature* 32(4): 1667-1717.

Borjas, G.J. 1995. "Assimilation and Changes in Cohort Quality Revisited: What Happened to Immigrant Earnings in the 1980s?" *Journal of Labor Economics* 13(2): 201-245.

Bratsberg, Bernt et Dek Terrell. 2002. "School Quality and Returns to Education of U.S. Immigrants." *Economic Inquiry* 40(2): 177-198.

Card, David et Alan B. Krueger. 1992. "Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States." *The Journal of Political Economy* 100(1): 1-40.

Chiswick, B.R. 1978. "The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign-born Men." *The Journal of Political Economy* 86(5): 897-921.

Currie, Janet et Duncan Thomas. 2001. "Early Test Scores, Socioeconomic Status, School Quality and Future Outcomes." *Research in Labor Economics* 20 : 103-132.

Développement des ressources humaines Canada. 2002. «Le savoir, clé de notre avenir : Le perfectionnement des compétences au Canada.» <http://www.innovationstrategy.gc.ca>.

Dicks, Gordon et Arthur Sweetman. 1999. "Education and Ethnicity in Canada: An Intergenerational Perspective." *Journal of Human Resources* 34(4): 668-696.

Ferrer, Ana M. et W. Craig Riddell. 2002a. "The role of credentials in the Canadian labour market." *Revue canadienne d'économique* 35(4): 879-905.

Ferrer, Ana M. et W. Craig Riddell. 2002b. "Educational Credentials and Immigrant Assimilation." Document de travail. Vancouver: Département des sciences économiques, Université de Colombie-Britannique.

Frenette, Marc et René Morissette. 2003. *Convergeront-ils un jour? Les gains des travailleurs immigrants et de ceux nés au Canada au cours des deux dernières décennies*. Documents de recherche sur les études analytiques 11F0019MIF2003215. Direction des études analytiques. Ottawa: Statistique Canada.

Friedberg, R. 2000. "You Can't Take It with You? Immigrant Assimilation and the Portability of Human Capital." *Journal of Labor Economics* 18(2): 221-251.

Grant, Mary L. 1999. "Evidence of New Immigrant Assimilation in Canada." *Revue canadienne d'économique* 32(4): 930-955.

Green, Alan G. et David E. Green. 1995. "Canadian Immigration Policy: the Effectiveness of the Point System and Other Instruments." *Revue canadienne d'économique* 38(4b): 1006-1041.

Green, David et W. Craig Riddell. 2003. "Literacy and Earnings: An Investigation of the Interaction of Cognitive and Unobserved Skills in Earnings Generation." *Labour Economics* 10(2): 165-184.

Green, David et W. Craig Riddell. 2002. "Literacy Skills, Non-Cognitive Skills and Earnings: An Economist's Perspective." Dans *Towards Evidence-based Policy for Canadian Education/Vers des politiques canadiennes d'éducation fondées sur la recherché*. Patrice de Broucker et Arthur Sweetman (réds.). The John Deutsch Institute, Queen's University. Montréal : McGill-Queen's University Press.

Gregg, Paul et Stephen Machin. 1998. "Child Disadvantage and Success or Failure in the Youth Labour Market." Document de discussion, n° 397. Centre for Economic Performance.

Hanushek, E.A. et D.D. Kimko. 2000. "Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations." *American Economic Review* 90(5): 1184-1208.

Heckman, James, Anne Layne-Ferrar et Petra Todd. 1996a. "Human Capital Pricing Equations with an Application to Estimating the Effect of Schooling Quality on Earnings." *The Review of Economics and Statistics* 78(4): 562-610.

Heckman, James, Anne Layne-Ferrar et Petra Todd. 1996b. "Does Measured School Quality Really Matter? An Examination of the Earnings-Quality Relationship." Dans *Does Money Matter? The Effect of School Resources on Student Achievement and Adult Success*. G. Burtless (réd.). Washington, D.C.: Brookings Institution. 192-289.

Kendall, M.G. et J. D. Gibbons. 1990. *Rank Correlation Methods*, cinquième édition. New York: Oxford University Press.

Li, Peter S. 2001. "The market worth of immigrants' educational credentials." *Canadian Public Policy/Analyse de politiques* 27(1): 23-38.

McDonald, J. et C. Worswick. 1998. "The Earnings of Immigrant Men in Canada: Job Tenure, Cohort and Macroeconomic Conditions." *Industrial and Labor Relations Review* 51(3): 465-482.

Moulton, Brent R. 1990. "An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units." *The Review of Economics and Statistics* 72(2): 334-338.

Riddell, W. Craig et Arthur Sweetman. 2000. "Human Capital Formation in a Period of Rapid Change." Dans *Adapting Public Policy to a Labour Market in Transition.* W. Craig Riddell et Frances St-Hilaire (réds.). Montréal : IRPP Press. 85-141.

Reitz, Jeffrey G. 2001. "Utilisation des competences des immigrants sur le marché du travail au Canada : Répercussions de la recherche sur le capital humain." *Revue de l'intégration et de la migration internationale* 2(3): 347-378.

Schaafsma, Joseph et Arthur Sweetman. 2001. "Immigrant Earnings: Age at Immigration Matters." *Revue canadienne d'économique* 34(4): 1066-1099.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* **par Lars Osberg (Avril 1986)**

N° 2 *Chômage et formation* **par Garnett Picot (1987)**

N° 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* **par Michael C. Wolfson (Août 1987)**

N° 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* **par Garnett Picot (Hiver 1986)**

N° 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)**

N° 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* **par Michael C. Wolfson (Mars 1990)**

N° 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* **par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)**

N° 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* **par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)**

N° 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* **par John Myles (Automne 1987)**

N° 10 *La montée des conglomérats* **par Jorge Niosi (1987)**

N° 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* **par K.E. Hamilton (1988)**

N° 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* **par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)**

N° 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* **par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)**

N° 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* **par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)**

N° 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* **par Réjean Lachapelle (1988)**

N° 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* **par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)**

N° 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* **par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)**

N° 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* **par Ray D. Bollman (Septembre 1988)**

N° 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* **par Geoff Rowe (Juillet 1988)**

N° 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* **par John S. Crysdale (Janvier 1989)**

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* **par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)**

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)***

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)***

- *A. Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
- *B. Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
- *C. Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
- *D. Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
- *E. Les fusions et le processus concurrentiel*
- *F. n/a*
- *G. Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
- *H. Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* ***par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)***

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)***

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* ***par Ted Wannell (1989)***

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* ***par Douglas F. Trant (1989)***

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* ***par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)***

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* ***par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)***

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* ***par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)***

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* ***par Theodore M. Horbulyk (1990)***

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* ***par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)***

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* ***par Paul K. Gorecki (1990)***

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* ***par Michael C. Wolfson (1991)***

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* ***par René Morissette (1991)***

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)***

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (1991)***

N° 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* ***par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)***

N° 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N° 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* ***par Garnett Picot et John Heath (1991)***

N° 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* ***par Brian B. Murphy (1991)***

N° 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* ***par John Baldwin et Richard Caves (1992)***

N° 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* ***par Michael C. Wolfson (1992)***

N° 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* ***par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)***

N° 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* ***par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)***

N° 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* ***par Miles Corak (1992)***

N° 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* ***par John Baldwin (1992)***

N° 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* ***par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)***

N° 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* ***par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)***

N° 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* ***par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)***

N° 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* ***par Paul K. Gorecki (1992)***

N° 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* ***par Miles Corak et Stephen Jones (1993)***

N° 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* ***par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)***

N° 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* ***par Miles Corak (1993)***

N° 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* ***par René Morissette (1993)***

N° 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* ***par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)***

N° 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* ***par John S. Crysdale (1993)***

N° 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* ***par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)***

N° 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)***

N° 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* **par M. Corak (Janvier 1994)**

N° 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* **par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)**

N° 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* **parJohn Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)**

N° 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* **par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)**

N° 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* **par Michael C. Wolfson (Mai 1995)**

N° 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* **par Michael C. Wolfson (Juin 1995)**

N° 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes* **par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)**

N° 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* **par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)**

N° 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* **par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)**

N° 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)**

N° 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* **par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)**

N° 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* **par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)**

N° 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* **par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)**

N° 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises* **par John R. Baldwin (Février 1995)**

N° 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* **par Lars Osberg (Avril 1995)**

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* **par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)**

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* **par Frank Jones (Juin 1995)**

N° 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* **par René Morissette (Juillet 1995)**

N° 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* **par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)**

N° 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* ***par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)***

N° 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)***

N° 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)***

N° 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* ***par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)***

N° 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* ***par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)***

N° 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* ***par John R. Baldwin (Novembre 1995)***

N° 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* ***par John R. Baldwin (Octobre 1996)***

N° 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)***

N° 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)***

N° 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* ***par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)***

N° 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* ***par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)***

N° 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* ***par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)***

N° 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* ***par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)***

N° 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* ***par Andrew Heisz (Novembre 1996)***

N° 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* ***par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)***

N° 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* ***par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)***

N° 98 *L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien* ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)***

N° 99 *Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements* ***par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)***

N° 100 *Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement* ***par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)***

N° 101 L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie, ***par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)***

N° 102 Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs ***par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)***

N° 103 Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale ***par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)***

N° 104 Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens? ***par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)***

N° 105 Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90 ***par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)***

N° 106 Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993 ***par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)***

N° 107 Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes ***par John R. Baldwin (Septembre 1997)***

N° 108 Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence ***par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)***

N° 109 Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones ***par Rachel Bernier (Décembre 1997)***

N° 110 Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu? ***par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)***

N° 111 L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996 ***par Myles Zyblock (Décembre 1997)***

N° 112 Explication du relèvement de la prime liée à l'âge ***par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)***

N° 113 Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)***

N° 114 Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N° 115 Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991 ***par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)***

N° 116 Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?, ***par Garnett Picot (Juillet 1998)***

N° 117 Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)***

N° 118 La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger ***par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)***

N° 119 L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis ***par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)***

N° 120 Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie?Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie ***par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)***

N°121 Un portrait des entrées et des sorties ***par John Baldwin (Juin 1999)***

N°122 Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle ***par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)***

N°123 L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises ***(John Baldwin)***

N°124 Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis ***par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)***

N°125 L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N°126 Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment? ***par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)***

N°127 Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques ***par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)***

N°128 Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises ***par Marie Drolet*** *et* ***René Morissette (Novembre 1998)***

N°129 Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990 ***par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)***

N°130 Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux ***par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)***

N°131 L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés ***par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)***

N°132 Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce? ***par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)***

N°133 L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada ***par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)***

N°134 Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada ***par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)***

N°135 Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents ***par Miles Corak (Juin 9 1999)***

N°136 Annuler

N°137 Innovation, formation et réussite ***par John Baldwin (Octobre 1999)***

N°138 L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada ***par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)***

N°139 La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada ***par Aileen J. Thompson (avril 2000)***

N°140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? ***par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)***

N° 141 *Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990,* ***Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)***

N° 142 *Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel,* ***par Ross Finnie (Août 2000)***

N° 143 *Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises* ***par Guy Gellatly (Décembre 1999)***

N° 144 *Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus* ***par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)***

N° 145 *Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ?* ***par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)***

N° 146 *Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ?* ***par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)***

N° 147 *La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés* ***par John Myles (Le 6 mars 2000)***

N° 148 *Le marché du travail des années 1990* ***par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)***

N° 149 *Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes* ***par Zhengxi Lin (Août 2001)***

N° 150 *Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada* ***par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)***

N° 151 *Les multinationales et le processus d'innovation au Canada* ***par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)***

N° 152 *Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir* ***par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)***

N° 153 *Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural,* ***par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Janvier 2001)***

N° 154 *La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique,* ***par John R. Baldwin et Valerie Peters (Avril, 2001)***

N° 155 *Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990* ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Mars 2001)***

N° 156 *Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens,* ***par Omar Zakhilwal (Janvier 2000)***

N° 157 *L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada,* ***par Marie Drolet (Janvier 2001)***

N° 158 *À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt,* ***par Nathan D. Grawe (Janvier 2001)***

N° 159 *Influences intergénérationnelles sur la perception de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède,* ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson et Torun Österberg (Janvier 2001)***

N° 160 *Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes,* ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)***

N° 161 Annulé

N°162 *Évolution de la stabilité d'emploi au Canada : tendances et comparaisons avec les résultats américains,* ***par Andrew Heisz et Mark Walsh (16 octobre 2002)***

N°163 *L'incidence de la mobilité interprovinciale sur les gains des particuliers : estimations de modèles par panel pour le Canada,* ***par Ross Finnie (Octobre 2001)***

N°164 *Résultats sur le marché du travail des diplômés récents des universités canadiennes : analyse longitudinale intercohortes,* ***par Ross Finnie (mars 2002)***

N°165 *Innovation et connectivité : La nature des liaisons entre les marchés et les réseaux d'innovation dans les industries manufacturières au Canada,* ***par John Baldwin et Alice Peters (Mai 2001)***

N°166 *Évaluation de la déclaration des prestations d'a.-e. et d'a.s. dans le cadre de l'EDTR,* ***par Constantine Kapsalis (Août 2001)***

N°167 Annuler

N°168 *Améliorer la salubrité des aliments et la productivité : Utilisation de la technologie dans le secteur de la transformation des aliments au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Mai 2002)***

N°169 *Dynamique du secteur canadien de la fabrication dans les régions métropolitaines et rurales,* ***John R. Baldwin et Mark Brown avec l'aide de Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N°170 *Perspectives des bacheliers de la Colombie-Britannique sur le plan des revenus,* ***Andrew Heisz (Mai 2001)***

N°171 *Les enfants se portent-ils bien? Mobilité intergénérationnelle et bien-être de l'enfant au Canada,* ***Miles Corak (Octobre, 2001)***

N°172 *Intensité des faibles revenus au cours des années 90 : Le rôle de la croissance économique, des revenus d'emploi et des transferts sociaux* ***G. Picot, R. Morissette, J. Myles (24 janvier 2003)***

N°173 *Entraves à l'adoption des technologies de pointe pour les fabricants canadiens,* ***John Baldwin et Zhengxi Lin (Août 2001)***

N°174 *Impact de l'adoption des technologies de l'information et des communications de pointe sur la performance des entreprises du secteur de la fabrication au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Octobre 2001)***

N°175 *Pénuries de main-d'oeuvre qualifiée et adoption des technologies de pointe,* ***David Sabourin (Septembre 2001)***

N°176 *Quelles entreprises ont des taux de vacance élevés au Canada ?* ***René Morissette, Xueline Zhang (le 25 octobre 2001)***

N°177 *Un conte de trois villes : La dynamique du secteur de la fabrication à Toronto, à Montréal et à Vancouver de 1976 à 1997,* ***Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N°178 *Le rendement scolaire des enfants d'immigrants au Canada, 1994-98,* ***Christopher Worswick (Le 14 novembre, 2001)***

N°179 *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Richard Caves (Février 2002)***

N°180 *Différences de productivité entre les provinces,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, David Sabourin et Danielle Zietsma (Décembre 2001)***

N° 181 *Qui a raison des parents ou des enfants? Évaluation de l'accord des parents et des enfants dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes,* ***Lori Curtis, Martin Dooley et Shelley Phipps*** *(23 octobre 2002)*

N° 182 *Effets des critères de sélection et des possibilités économiques sur les caractéristiques des immigrants,* ***par Abdurrahman Aydemir*** *(23octobre 2002)*

N° 183 *Monter sa propre entreprise : le travail indépendant chez les diplômés des collèges et universités canadiens,* ***Ross Finnie, Christine Laporte, Maud-Catherine Rivard (Mars 2002)***

N° 184 *Résultats sur le plan de la répartition au Canada dans les années 90,* ***Andrew Heisz, Andrew Jackson, Garnett Picot (Février 2002)***

N° 185 *Les quartiers influencent-ils la réussite à long terme sur le marché du travail? Comparaison des adultes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents,* ***Philip Oreopoulos (Juin 2002)***

N° 186 *Mariage, maternité et rémunération : Le choix du moment importe-t-il?* ***Marie Drolet (Le 1 mai 2002)***

N° 187 *L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999,* ***René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet (Février 2002)***

N° 188 *Expérience en gestion et diversité dans une organisation qui vieillit : Une analyse de microsimulation,* ***Ted Wannell et Martin Gravel (Août 2002)***

N° 189 *L'importance de l'entrée dans le secteur canadien de la fabrication, document accompagné d'une annexe sur les questions de mesure,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N° 190 *Financement de l'innovation dans les nouvelles petites entreprises : Nouveaux éléments probants provenant du Canada,* ***John R. Baldwin, Valérie Gaudreault et Guy Gellatly (mai 2002)***

N° 191 *Trop loin pour continuer? Distance par rapport à l'établissement et inscription à l'université,* ***Marc Frenette (24 juin 2002)***

N° 192 *La vie après l'aide sociale : Le bien-être économique des personnes qui ont cessé de toucher de l'aide sociale au Canada dans les années 90,* ***Marc Frenette, Garnett Picot*** *(26 mars 2003)*

N° 193 *Roulement des usines et croissance de la productivité dans le secteur canadien de la fabrication,* ***John Baldwin, Wulong Gu (02 avril 2003)***

N° 194 *Progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés au Canada d'après L'EDTR (1993-1998)* ***Xuelin Zhang (06 décembrei 2002)***

N° 195 *La détérioration des gains de immigrants s'étend-elle aux immigrants qui travaillent de façon autonome?* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N° 196 *Minorités, capacités cognitives et revenus des Canadiens,* ***Ross Finnie et Ronald Meng (24 janvier 2003)***

N° 197 *Le niveau de richesse des familles d'immigrants au Canada,* ***Xuelin Zhang (17 novembre 2003)***

N° 198 *La hausse du taux de faible revenu chez les immigrants au Canada,* ***Garnett Picot et Feng Hou (19 juin 2003)***

N° 199 *Nouvelles pratiques de travail et taux de démissions : problèmes méthodologiques et données empiriques pour le Canada,* ***par René Morissette et Julio Miguel Rosa (le 17 mars 2003)***

N° 200 *Les effets de cohorte sur les gains annuels selon le domaine d'études des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique,* ***par Andrew Heisz (26 septembre 2003)***

N°201 *Accès au college et à l'université: Est-ce-que la distance importe?,* ***par Marc Frenette (Juin 2003)***

N° 202 *Comprendre l'échec : Mortalité organisationnelle et approche fondée sur les ressources,* **S.Thornhill et R.Amit (08 août 2003)**

N° 203 *Les effets des cycles économiques sur l'assimilation des immigrants sur le marché du travail* **par Abdurrahman Aydemir (31 juillet 2003)**

N° 204 *Enclaves de minorities visibles dans les quartiers et resultants sur le marché du travail des immigrants,* **par Garnett Picot et Feng Hou (9 juillet 2003)**

N° 205 *L'évolution des obstacles aux échanges et les entreprises canadiennes : survie et disparition après l'Accord de libre-échange entre le Canada et les Etats-Unis,* **par Jen Baggs (28 avril 2004)**

N° 206 *Établissement réussi et ségrégation résidentielle parmi les minorités visibles de Toronto,* **par John Myles et Feng Hou (30 juillet 2003)**

N° 207 *Biais lié au cycle de vie dans l'estimation de la persistance intergénérationnelle des gains d'emploi,* **par Nathan Grawe (05 août 2003).**

N° 208 *À venir*

N° 209 *Les heures de travail au Canada et aux Etats-Unis,* **Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (septembre 2003)**

N° 210 *Revenu Familial et Participation aux Études Postsecondaires,* **Miles Corak, Garth Lipps et John Zhao (le 1 octobre 2003)**

N° 211-214 *à venir*

N° 215 *Convergeront-ils un jour? Les Gains de travailleurs immigrants et de ceux nés au Canada au cours des deux dernières décennies,* **Marc Frenette et René Morissette (le 8 octobre 2003)**

N° 216 *Durée de la résidence dans les quartiers à faible revenue,* **Marc Frenette, Garnett Picot et Roger Sceviour (janvier 2004)**

N° 217 *Le ratio de levier financier des entreprises dans le secteur canadien de la fabrication : conséquences pour l'emploi et les inventaires,* **Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (février 2004)**

N° 218 *Les taux de mises à pied permanentes ont-ils augmenté au Canada?* **René Morissette (25 mars 2004)**

N° 219 *Croissance de l'inégalité du revenu pendant la reprise économique des années 1990 : Exploration de trois sources de données,* **Marc Frenette, David Green et Garnett Picot (9 juillet 2004)**

N° 220 *Déterminants de la réussite ou de l'échec des établissements canadiens sur les marchés étrangers, selon une analyse de survie,* **Jean Bosco Sabuhoro et Yvan Gervais (5 mai 2004)**

N° 221 *Immigration récente et formation de quartiers de minorités visibles dans les grandes villes canadiennes,* **Feng Hou (2 juillet 2004)**

N° 222 *Dégradation du bien-être économique des immigrants et des causes possibles,* **Garnett Picot, (15 juillet 2004)**

N° 223 *Projets et attentes des Canadiens non retraités de 45 à 59 ans en matière de retraite,* **Grant Schellenberg, (29 juin 2004)**

N° 224 *Utilisation du transport en commun chez les immigrants,* **Andrew Heisz, Grant Schellenberg (13 mai 2004)**

N° 225 *Explication de la détérioration des gains au niveau d'entrée des cohortes d'immigrants au Canada : 1966-2000* **par Abdurrahman Aydemir et Mikal Skuterud (17 mai 2004)**

N° 226 *Antécédents familiaux et accès aux études postsecondaires : Que s'est-il passé pendant les années 1990?* **par Ross Finnie, Christine Laporte et Eric Lascelles (18 août 2004)**

N° 227 *Analyse longitudinale de l'évolution des gains au Canada,* **par Charles M. Beach et Ross Finnie (20 août 2004)**

N° 228 *Inégalités au niveau des quartiers, privation relative et état de santé autoévalué,* **par Feng Hou et John Myles (27 septembre 2004)**

N° 229 *Mouvements d'entrée et de sortie de la population dans les villes du Canada qui servent de portes d'entrée aux immigrants : étude comparative de Toronto, Montréal et Vancouver,* **par Ross Finnie et Larry S Bourne (13 septembre 2004)**

N° 230 *Gains des couples très scolarisés et peu scolarisés, 1980-2000,* **par René Morissette et Anick Johnson (13 octobre 2004)**

N° 231 *La dynamique de l'aide sociale au Canada : le rôle des attributs individuels et des variables économiques et politiques,* **Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (octobre 2004)**

N° 232 *Tendances des salaires relatifs des personnes très scolarisées dans une économie du savoir,* **par René Morissette, Yuri Ostrovsky et Garnett Picot (29 septembre 2004)**

N° 233 *Domaines d'études postsecondaires et résultats sur le marché du travail canadien des immigrants et des non-immigrants,* **par Arthur Sweetman et Stephan McBride (28 octobre 2004)**

N° 234 *Qualité de l'éducation des immigrants dans leur pays d'origine et résultats sur le marché du travail canadien,* **par Arthur Sweetman (15 décembre 2004)**

N° 235 *L'évolution de l'écart des gains entre les sexes chez les diplômés des universités canadiennes,* **par Ross Finnie et Ted Wannell (30 novembre 2004)**